Bulletin d'analyse – Régions rurales et petites villes du Canada
Vol. 8, nº 1 (mars 2009)

Nº 21-006-X au catalogue

Travail hors ferme des agriculteurs : L'importance des marchés du travail ruraux

Alessandro Alasia et Ray D. Bollman, Statistique Canada

Points saillants

- **De 1991 à 2006, le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement au Canada a baissé d'environ 16 %, tandis que celui des exploitants qui travaillaient hors ferme a augmenté de 9 %.**
- **En 2001, parmi les exploitants de fermes de très petite taille, environ 60 % travaillaient hors ferme. Parmi les exploitants de grandes fermes de recensement, quelque 20 % travaillaient à l'extérieur de leur exploitation. En 2006, la proportion d'exploitants de petites fermes de recensement ayant déclaré un travail hors ferme est demeurée stable, tandis que celle des exploitants de grandes fermes de recensement a encore augmenté.**
- **Le capital humain de l'exploitant et les caractéristiques de la ferme de recensement sont liés à la fréquence du travail hors ferme des exploitants de grandes et de petites fermes.**
- **La famille et les caractéristiques communautaires et régionales semblent être des déterminants plus pertinents pour ce qui est de prendre la décision d'occuper un emploi hors ferme tout en exploitant une entreprise agricole de petite taille.**
- **La proximité d'un grand centre urbain n'accroît pas la probabilité de prendre la décision d'occuper un emploi hors ferme tout en exploitant une ferme de recensement. Par conséquent, les exploitants de ferme de recensement sont plus susceptibles d'être touchés par des initiatives du développement rural qui abordent directement la dynamique des marchés du travail dans la collectivité dans laquelle vit l'exploitant.**

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Bulletin d'analyse — Régions rurales et petites villes du Canada

ISSN 1481-0972
ISBN 978-1-100-90732-1

Rédacteur : Ray D. Bollman
Rédacteur adjoint : Neil Rothwell

Publié en collaboration avec le Secrétariat rural d'Agriculture et Agroalimentaire Canada, le **Bulletin d'analyse — Régions rurales et petites villes du Canada** est une publication hors série de la Division de l'agriculture de Statistique Canada. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de choisir la rubrique Nos produits et services.

On peut contacter la Division de l'Agriculture à l'adresse:

Division de l'agriculture, Statistique Canada
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Numéro de téléphone sans frais : 1 800 465 1991

Internet : agriculture@statcan.gc.ca
Télécopieur : (613) 951-3868

Comité de revue : Denis Chartrand, Jeffrey Smith, Heather Clemenson, Bishnu Saha, Marco Morin, Aurelie Mogan et Deb Harper.

Des remerciements particuliers à Josée Bourdeau et Véronique Julien pour leur aide à la préparation cette publication.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2009
Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de services à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour toute période de reference précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
p	préliminaire
r	révisé
x	Confidential en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Introduction

Le nombre d'exploitants d'une ferme de recensement canadiens et le nombre de ceux qui déclarent avoir un emploi hors ferme prennent des tendances opposées. De 1991 à 2006, le nombre d'exploitants de ferme de recensement a chuté de 16 %, passant de 390 870 à 327 055. Au cours de la même période, le nombre d'exploitants ayant déclaré avoir un emploi hors ferme a augmenté d'environ 9 %, passant de 145 005 à 158 255 (Statistique Canada, 2002b; Statistique Canada, 2007b). La pluralité des emplois au sein des ménages agricoles est devenue une caractéristique normale dans l'ensemble du Canada rural (Fuller et Bollman, 1992), le secteur des services étant la principale source d'emploi des résidents des régions rurales (Bollman et coll., 1992).

La taille de l'entreprise agricole est probablement une variable importante pour déterminer la participation au travail hors ferme. Les petites fermes de recensement sont moins susceptibles de produire un revenu suffisant et stable pour le ménage et plus susceptibles de correspondre à un choix de mode de vie rural où l'agriculture est une activité économique secondaire pour le ménage. En réalité, les statistiques nationales du Recensement de l'agriculture montrent des écarts marqués quant au travail hors ferme en fonction de la taille de l'exploitation (Statistique Canada, 2002a). En 2001 et 2006, plus de 60 % des personnes exploitant de très petites fermes (revenu brut inférieur à 10 000 $) étaient employées à l'extérieur de leur exploitation (figure 1).

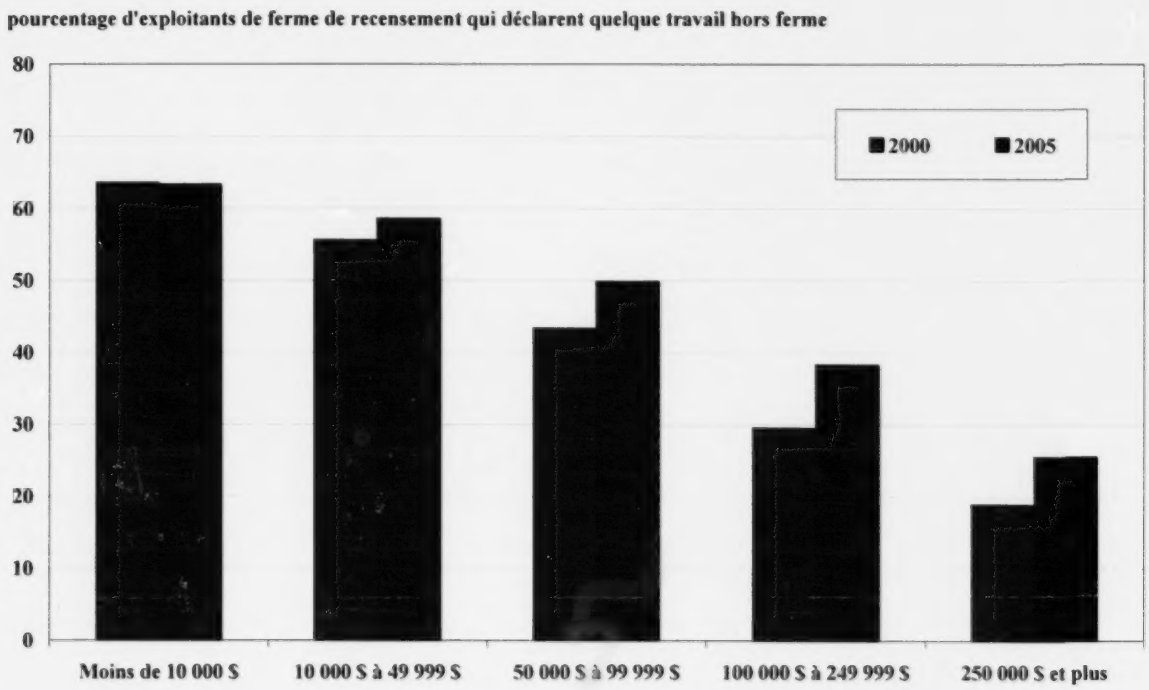
Dans la pratique, quelques exploitants de très petites fermes utilisent leur ferme comme passe-temps et, à ce titre, peuvent ne pas prétendre être « employés » dans leur exploitation. Dans ce cas, leur prétendu emploi « hors ferme » serait probablement leur seul emploi. Il convient de noter que de toutes les personnes au Canada âgées de plus de 15 ans, environ les deux tiers sont employées. Ainsi, la proportion d'exploitants de très petites fermes qui déclarent un emploi (hors ferme) est semblable à la proportion de tous les Canadiens ayant un emploi. Par contre, 25 % des exploitants de grandes fermes de recensement, ayant un revenu brut supérieur à 250 000 $, avaient un emploi hors ferme en 2006 (ce chiffre s'établissait à 19 % en 2001).

Bien que la taille de la ferme semble être un facteur important lié à la décision de travailler hors ferme, d'autres facteurs devraient être également pris en ligne de compte. Nous évaluons ici les déterminants des décisions de travailler hors ferme pour les exploitants de fermes de recensement. À cette fin, nous utilisons les microdonnées du Recensement de l'agriculture de 2001 et les données du Recensement de la population de 2001[1] (encadré 2). Comparativement aux recherches antérieures sur l'emploi hors ferme, notre étude précise davantage la répartition du travail hors ferme en présentant un examen explicite des diverses répercussions des déterminants sur les ménages d'une « petite » et d'une « grande » ferme de recensement (encadré 1). Nous tenons compte de la dimension régionale du marché du travail et nous examinons l'influence des facteurs communautaires, régionaux et urbains sur la décision de travailler hors ferme (encadré 1 et encadré 2).

Le présent bulletin est un résumé d'un document de travail plus important qui contient davantage de détails sur le cadre théorique, la sélection de données et de variables, la procédure d'estimation, les estimations de la probabilité et certaines cartes et analyses de simulation (Alasia et coll., 2007).

1. La base de données du couplage agriculture-population pour les résultats du Recensement de 2006 a été diffusée en décembre 2008 et elle n'étais pas disponible pour l'analyse effectuée dans ce bulletin.

Figure 1 Les exploitants rattachés à de grandes fermes de recensement sont moins susceptibles de combiner le travail à la ferme et hors ferme, Canada, 2000 et 2005



Source : Statistique Canada, Recensement de l'agriculture, 2001, n° 95F03555XIF au catalogue et Recensement de l'agriculture, 2006, tableau non publié.

Encadré 1 Définitions clés

On définit une **ferme de recensement** comme « une ferme, une exploitation agricole ou un ranch produisant au moins un des produits suivants destinés à la vente : cultures, bétail, volaille, produits d'origine animale, produits de serre ou de pépinière, arbres de Noël, champignons, gazon, miel ou abeilles, et produits de l'érable » (Statistique Canada, 2003b :6).

Nous définissons une **petite ferme de recensement** comme une exploitation déclarant un revenu agricole brut total de moins de 250 000 $ pour l'année de recensement. En 2001, 290 510 exploitants étaient rattachés à une petite ferme de recensement.

Nous définissons une **grande ferme de recensement** comme une exploitation déclarant un revenu agricole brut total égal ou supérieur à 250 000 $ pour l'année de recensement. En 2001, 55 685 exploitants étaient rattachés à une grande ferme de recensement.

Il convient de noter qu'une ferme typique a un revenu monétaire net (avant déduction pour l'amortissement) qui équivaut à environ 15 % des recettes agricoles brutes (Statistique Canada, 2000). Ainsi, une ferme de recensement typique ayant un revenu brut inférieur à 250 000 $ engendrerait un revenu net (avant déduction pour l'amortissement) inférieur à 37 500 $. L'amortissement représente typiquement la moitié du revenu net avant déduction pour l'amortissement. Par conséquent, lorsque l'on tient compte de l'amortissement, ce revenu serait inférieur au seuil de faible revenu pour une famille rurale de quatre personnes (23 713 $ en 2000). De ce fait, les fermes de recensement ayant un revenu brut inférieur à 250 000 $ sont désignées comme petites fermes de recensement. Nous reconnaissons que le revenu agricole net varie fortement comme pourcentage du revenu agricole brut lorsque l'on compare des fermes qui se spécialisent dans différentes entreprises; en outre, des exploitants différents ont de la chance et pratiquent de la bonne gestion à des degrés variés.

Exploitant agricole « réfère aux personnes responsables de décisions de gestion qui se prennent au jour le jour dans l'exploitation agricole » (Statistique Canada, 2003b:7).

Collectivité : Dans le présent bulletin, la « collectivité » est définie comme une subdivision de recensement unifiée (SRU). Les deux termes, collectivité et SRU, sont utilisés comme synonymes. Les SRU sont définies selon la géographie du Recensement de 1996. Il faut signaler que Statistique Canada ne fournit pas de définition normalisée du terme collectivité. Ce terme est utilisé de façon générique pour désigner des unités géographiques administratives et statistiques de régions spatiales de petite taille et à un niveau intermédiaire entre le niveau provincial ou régional (régions économiques, région sociosanitaire, régions agricoles de recensement, etc.) et le niveau micro-géographique (aires de diffusion, îlots ou quartiers).

Une **subdivision de recensement unifiée** (SRU) est un regroupement de deux ou plusieurs subdivisions de recensement (SDR), dans lequel une SDR est une ville ou une municipalité constituée. Pour une définition détaillée, voir Statistique Canada (2003b). Dans un cas typique, une ville constituée et la municipalité rurale constituée qui l'entoure ont été regroupées en une SRU à des fins statistiques.

Grand centre urbain : Ce terme désigne une région métropolitaine de recensement (RMR) ou une agglomération de recensement (AR) de toute taille. En 2001, une RMR avait un noyau urbain de 100 000 habitants et plus et une AR avait un noyau urbain de 10 000 à 99 999 habitants. Pour une définition détaillée, voir Statistique Canada (2003b). Il convient de noter que les définitions de RMR et AR ont été modifiées en 2006 comme suit : une région métropolitaine de recensement doit compter une population totale d'au moins 100 000 habitants, dont 50 000 et plus vivent dans le noyau urbain. Une agglomération de recensement doit avoir un noyau urbain comptant une population d'au moins 10 000 habitants (Statistique Canada, 2007a).

Région : Comme dans le cas de « collectivité », le terme « région » n'a pas non plus de définition unique lorsque Statistique Canada l'utilise. Pour chaque collectivité, nous définissons sa région ou son milieu régional comme un ensemble de collectivités situées à une certaine distance de la collectivité donnée. Pour mesurer les caractéristiques de cette région, pour une variable donnée, nous utilisons une variable décalée à référence spatiale calculée à partir de l'indicateur de la collectivité. Plus précisément, une variable décalée à référence spatiale est calculée pour chaque collectivité comme la moyenne pondérée de la valeur de l'indicateur dans les collectivités environnantes, pour laquelle les poids sont l'inverse du carré de la distance entre les centroïdes de la collectivité (pour plus de détails, voir Alasia et coll., 2007).

Qu'est-ce qui influe sur les décisions de travailler hors ferme?

Des recherches antérieures et la théorie font valoir que les caractéristiques individuelles, de la ferme et de la région de résidence sont toutes liées à la décision d'un exploitant de ferme de recensement de travailler hors ferme (Alasia et coll., 2007).

Pour démêler les effets de ces facteurs, nous avons utilisé un modèle de régression (probit). Ce type de modèle montre la relation entre la probabilité d'un certain résultat (dans notre cas le travail hors ferme d'un exploitant de ferme de recensement) et un ensemble de variables explicatives. Les caractéristiques du modèle sont résumées dans l'encadré 3, tandis que les statistiques descriptives sélectionnées et les définitions des variables explicatives sont présentées à l'annexe tableaux A.1 et A.2.

Dans les sections suivantes, nous présentons les principaux résultats pour chaque groupe de variables explicatives. Les résultats mettent en évidence l'influence de chaque variable lorsque toutes les autres variables sont constantes — et montrent donc les effets distincts de chaque variable.

Tous les résultats sont présentés en fonction de la *probabilité prédite de déclarer du travail hors ferme*. Il s'agit d'une probabilité calculée associée à un ensemble particulier de caractéristiques de l'exploitant. Nous comparons la probabilité prédite à la probabilité de référence de l'*exploitant moyen d'une ferme de recensement*, qui est un exploitant présentant des valeurs moyennes pour toutes les variables explicatives. Il convient de noter que la probabilité de l'exploitant moyen est calculée pour trois modèles : le modèle qui comprend l'ensemble de l'échantillon (qui fournit la probabilité de l'*exploitant moyen d'une ferme de recensement*), le modèle pour les exploitants de petites fermes de recensement (qui fournit la probabilité de l'*exploitant moyen d'une petite ferme de recensement*) et le modèle pour les exploitants de grandes fermes de recensement (qui donne la probabilité de l'*exploitant moyen d'une grande ferme de recensement*) (encadré 3). En d'autres termes, il s'agit des probabilités calculées pour ces trois exploitants hypothétiques qui présentent des valeurs moyennes pour chacune des variables explicatives utilisées dans le modèle — ces exploitants hypothétiques ne sont présentés ici qu'à des fins de comparaison.

Encadré 2 Source des données

Dans le cadre de cette étude, nous avons utilisé les données du Recensement de l'agriculture de 2006 pour mettre à jour les renseignements sur les tendances. Les relations d'interdépendance ont été estimées en utilisant les données tirées de la base de données du couplage agriculture-population de 2001 et les données au niveau de la collectivité tirées du Recensement de la population de 2001. Cette base de données comprend 70 851 exploitants d'une ferme de recensement dont sont exclus 513 exploitants de zones de logements collectifs (dans une large mesure des résidents de colonies huttérites). Les données communautaires sont tirées du Recensement de la population de 2001 et totalisées en fonction de la géographie de recensement constante de 1996; ces données correspondent à 2 607 SRU.

Pour ce qui est des variables utilisées dans notre recherche, les données étaient disponibles pour 2 382 SRU (géographie de recensement de 1996) puisque les données communautaires n'ont pu être totalisées pour les SRU de moins de 250 habitants pour des raisons de qualité et de confidentialité des données. Le fait d'intégrer la base de données de couplage agriculture-population à la base de données communautaires a produit l'ensemble des données utilisées aux fins de l'estimation, qui comprennent 69 797 exploitants agricoles et 1 746 SRU sur les 1 783 (géographie de recensement de 2001) pour lesquels des données ont été recueillies dans le cadre du Recensement de l'agriculture.

La base de données du couplage agriculture-population pour les résultats du Recensement de 2006 a été diffusée en décembre 2008 et elle n'était pas disponible pour l'analyse effectuée dans ce bulletin.

Encadré 3 Méthodologie

Les résultats présentés dans le présent bulletin reposent sur un modèle économétrique (plus particulièrement un modèle probit) qui est dérivé d'un modèle théorique des décisions de travailler à la ferme (modèle du ménage agricole). Le modèle économétrique estimé peut être résumé comme suit :

$$\Pr(M = 1 \mid \mathbf{x}) = \Phi(\beta_1 H + \beta_2 Z + \beta_3 K + \beta_4 R)$$

dans lequel la probabilité d'observer du travail hors ferme, *Pr(M=1)*, est une fonction de l'individu (*H*), de la famille (*Z*), de la ferme (*K*) et des caractéristiques du marché du travail de la collectivité et de la région (*R*), β représentant les coefficients devant être estimés, et $\Phi(.)$ dénotant la fonction de répartition normale cumulée. Nous utilisons un total de 60 variables pour saisir ces effets. Une description des variables utilisées dans le modèle est fournie à l'annexe tableau A.2.

Il convient cependant d'insister sur le fait que nous avons dégagé deux composantes de l'effet du milieu régional : **l'effet communautaire et l'effet régional**. Nous introduisons la distinction au moyen des variables SRU pour saisir l'effet des caractéristiques communautaires et leur décalage spatial correspondant afin de saisir l'effet régional. Pour chaque SRU et indicateur d'intérêt, le décalage spatial est une moyenne pondérée selon la distance des valeurs de la SRU voisine pour cet indicateur donné (voir également la définition de géographie à l'encadré 1).

Le modèle probit est estimé pour tout l'échantillon d'exploitants et **deux sous-échantillons** correspondant aux exploitants rattachés à des fermes de recensement petites et grandes. Nous définissons les exploitants d'une petite ferme de recensement comme ceux déclarant des recettes agricoles brutes totales inférieures à 250 000 $ pour l'année de recensement. Ce sous-échantillon correspond à 58 212 exploitants (83 % du total de l'échantillon). Les exploitants d'une grande ferme de recensement sont définis comme ceux enregistrant des recettes agricoles brutes totales égales ou supérieures à 250 000 $ pour l'année de recensement; cela correspond à 11 585 exploitants (17 % du total de l'échantillon).

Les résultats de ces modèles sont ensuite utilisés pour calculer les **probabilités prédites du travail hors ferme**, en utilisant les coefficients estimés (β) et un ensemble particulier de valeurs des variables explicatives *H*, *Z*, *K* et *R*. L'ensemble spécifique de valeurs des variables explicatives doit représenter les profils typiques des exploitants de ferme de recensement. Ces probabilités prédites sont souvent comparées aux probabilités prédites de l'*exploitant moyen d'une ferme de recensement* (pour les trois cas : échantillon entier, petites et grandes fermes de recensement). Un exploitant moyen est un exploitant présentant des valeurs moyennes de l'échantillon pour chacune des variables explicatives utilisées dans le modèle. Ainsi, nous comparons la probabilité prédite de l'*exploitant moyen* et la probabilité de l'*exploitant ayant un grade universitaire*. De ce fait, nous envisageons le cas d'un exploitant qui présente toutes les caractéristiques « moyennes » (valeur moyenne pour cet échantillon) et nous le comparons au même exploitant dont la seule différence est qu'il a un grade universitaire.

Nous comparons également la différence de la probabilité prédite du travail hors ferme pour des observations qui varient d'un écart-type afin d'obtenir une idée de la façon dont la participation à un travail hors ferme varie dans la population des exploitants de ferme de recensement. Un écart-type est la mesure de la répartition des données. Dans un cas typique, 68 % des observations se situent dans un intervalle de plus ou moins un écart-type par rapport à la moyenne. Ainsi, avec un écart-type de 13 ans pour la répartition des exploitants selon l'âge, disons qu'environ 68 % des exploitants se situent à plus ou moins 13 ans de l'âge de l'exploitant moyen.

Pour plus de détails sur la méthodologie, voir Alasia, Bollman, Weersink et Cranfield (2007).

Effet des caractéristiques individuelles

L'âge, le sexe et le niveau de scolarité ont un effet important sur la probabilité du travail hors ferme, particulièrement pour l'exploitant d'une petite ferme de recensement. Comparativement à l'exploitant moyen, pour lequel la probabilité prédite du travail hors ferme est de 41 %, les plus jeunes exploitants étaient environ de deux points de pourcentage plus susceptibles d'avoir un emploi hors ferme. La relation entre l'âge et le travail hors ferme n'est cependant pas linéaire. Si les autres variables sont maintenues à la valeur moyenne, cette probabilité atteignait un sommet vers l'âge de 35 ans et diminuait rapidement pour les exploitants plus âgés.

En ce qui concerne l'exploitant moyen, une différence de 13 ans (un écart-type, encadré 3), par rapport à la tranche d'âge de 43 à 56 ans, correspondait à un fléchissement de la probabilité du travail hors ferme de 18 points de pourcentage. La plupart des exploitants (plus de 80 %) étaient rattachés à de petites fermes et, par conséquent, les résultats pour tous les exploitants ont été en grande partie influencés par le schéma pour les exploitants de petites fermes. Il est intéressant de constater que pour les exploitants de grandes fermes, l'âge de l'exploitant n'était pas associé de façon statistiquement significative avec la probabilité de travailler hors ferme.

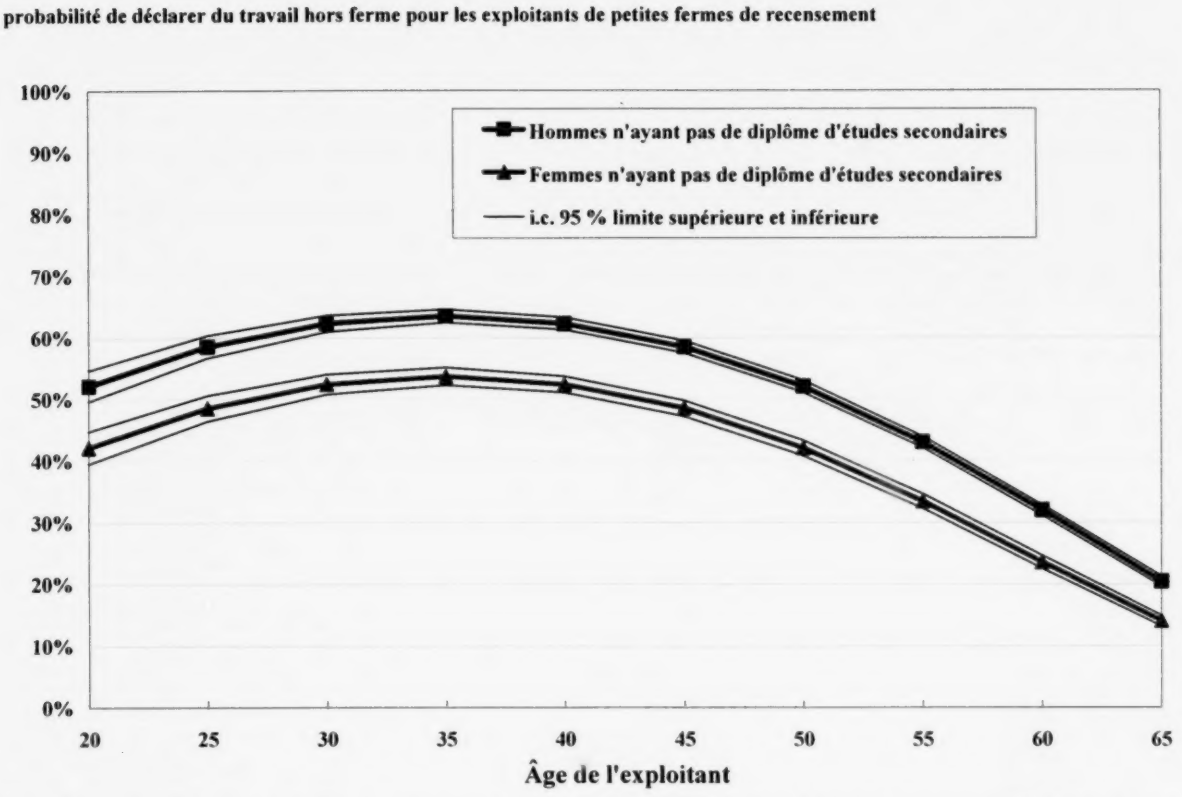
Comparativement à l'exploitant moyen de sexe masculin, la probabilité de l'exploitant moyen de sexe féminin de travailler hors ferme était inférieure de six points de pourcentage. Cependant, l'écart en fonction du sexe était différent pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement. La probabilité qu'un exploitant moyen de sexe féminin d'une petite ferme de recensement travaille hors ferme était d'environ dix points de pourcentage moins élevée que celle de son homologue de sexe masculin. En revanche, la probabilité qu'un exploitant moyen de sexe féminin d'une grande ferme de recensement travaille hors ferme était de près de sept points de pourcentage plus élevée que celle d'un exploitant masculin d'une grande ferme (Alasia et coll., 2007).

La probabilité que l'exploitant d'une ferme de recensement travaille hors ferme était particulièrement élevée si celui-ci possédait un grade universitaire. Comparativement à l'exploitant moyen d'une ferme de recensement, la probabilité que l'exploitant moyen ayant un grade universitaire travaille hors ferme était de près de 20 points de pourcentage plus élevée. Pour les exploitants de grandes fermes, cet écart de probabilité se réduisait à environ neuf points de pourcentage.

Toutefois, peu importe que nous tenions compte de tous les exploitants ou uniquement des exploitants de petites ou grandes fermes de recensement séparément, plus le niveau de scolarité était élevé, plus la probabilité que l'exploitant travaille hors ferme est élevée. Chaque niveau de scolarité plus élevé était associé à une plus forte probabilité de participer à du travail hors ferme.

Les figures 2 et 3 montrent, pour les exploitants de petites fermes de recensement, la probabilité prédite d'un travail hors ferme, compte tenu des différentes combinaisons de variables liées au sexe, au niveau de scolarité et à l'âge, ainsi que d'autres variables maintenues à leur valeur moyenne. La figure 2 montre les exploitants de petites fermes de recensement qui ont moins qu'un diplôme d'études secondaires, tandis que la figure 3 montre les exploitants de petites fermes de recensement qui ont un grade universitaire. Par exemple, une femme de 25 ans n'ayant aucun diplôme d'études secondaires avait 48 % de chance d'occuper un emploi à l'extérieur de la ferme (figure 2), comparativement à 58 % pour un homme du même âge ayant le même niveau de scolarité et à 78 % pour un homme du même âge ayant un grade universitaire (figure 3).

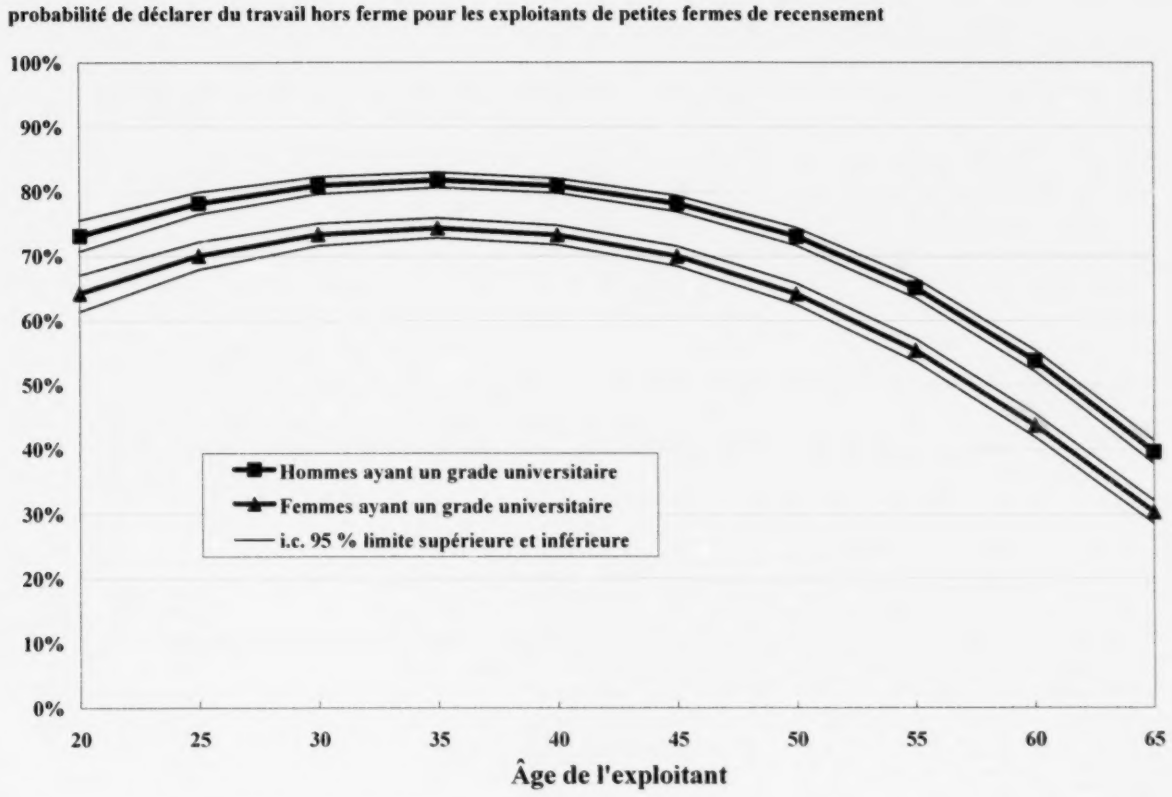
Figure 2 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants n'ayant pas de diplôme d'études secondaires, selon l'âge, en tenant compte de l'effet du sexe de l'exploitant, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Figure 3 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants ayant un grade universitaire, selon l'âge, en tenant compte de l'effet du sexe de l'exploitant, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

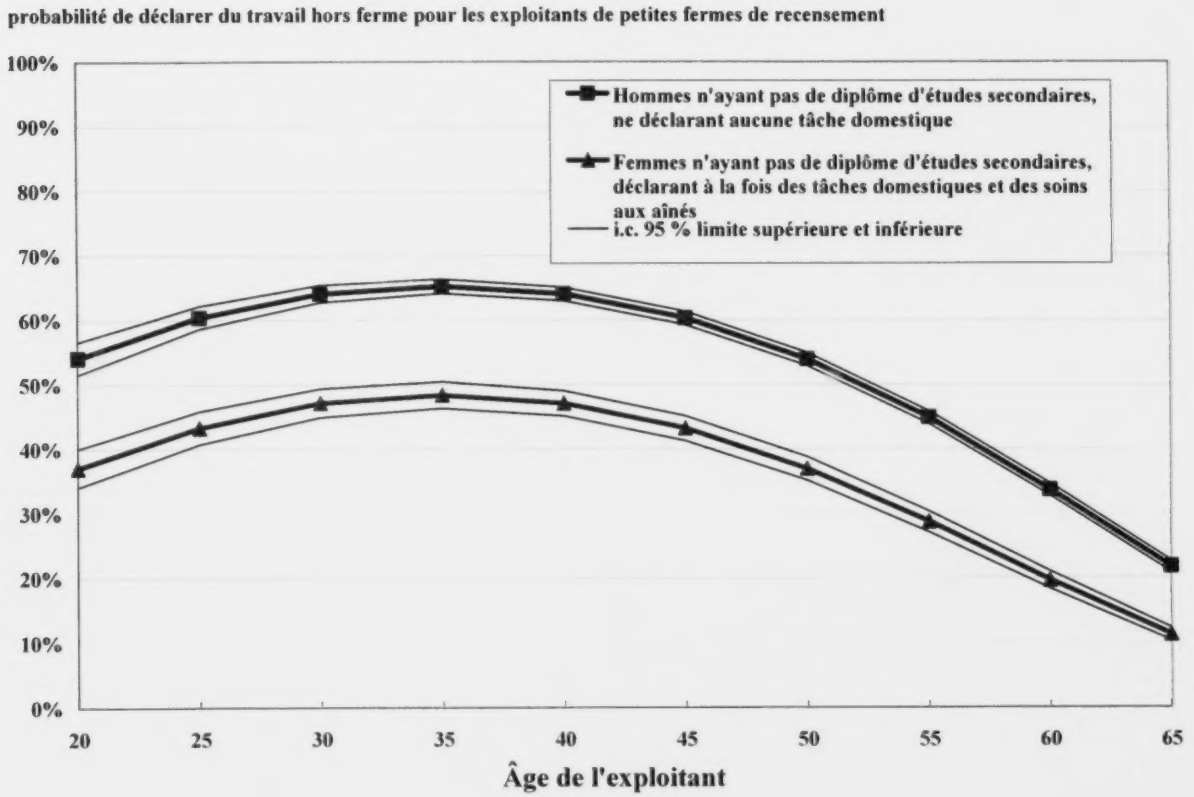
Source : Estimation des auteurs.

Effet des caractéristiques familiales

Les caractéristiques familiales n'ont d'effets significatifs que pour les exploitants de petites fermes de recensement. Pour l'exploitant typique d'une petite ferme de recensement qui déclare à la fois effectuer des tâches domestiques et dispenser des soins aux aînés non rémunérés, la probabilité du travail hors ferme est d'environ sept points de pourcentage moins élevée que pour un exploitant ayant des caractéristiques semblables qui ne déclare pas de tâches domestiques ou de soins aux aînés non rémunérés.

Les figures 4 et 5 montrent la probabilité du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes de recensement et différentes combinaisons de variables liées à l'âge, au sexe, au niveau de scolarité et aux tâches domestiques. La figure 4 montre des exploitants de petites fermes de recensement qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires, tandis que la figure 5 montre des exploitants de petites fermes de recensement titulaires d'un grade universitaire. En particulier, l'exploitant de sexe féminin de la figure 4 et l'exploitant de sexe masculin de la figure 5 représentent les limites inférieure et supérieure de la probabilité prédite relativement à diverses combinaisons des caractéristiques individuelles et familiales. Les exploitants de sexe féminin de petites fermes de recensement qui déclarent des tâches domestiques et qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires avaient moins de 50 % de chance d'être engagés dans un travail hors ferme, indépendamment de leur cohorte d'âge (figure 4). Ce résultat est à l'opposé de ceux des exploitants de sexe masculin de petites fermes de recensement possédant un grade universitaire et n'ayant aucune responsabilité mesurable quant aux tâches domestiques, qui affichaient une probabilité supérieure à 70 % de travailler hors ferme, et ce, pour toutes les cohortes d'âge de 20 à 50 ans (figure 5).

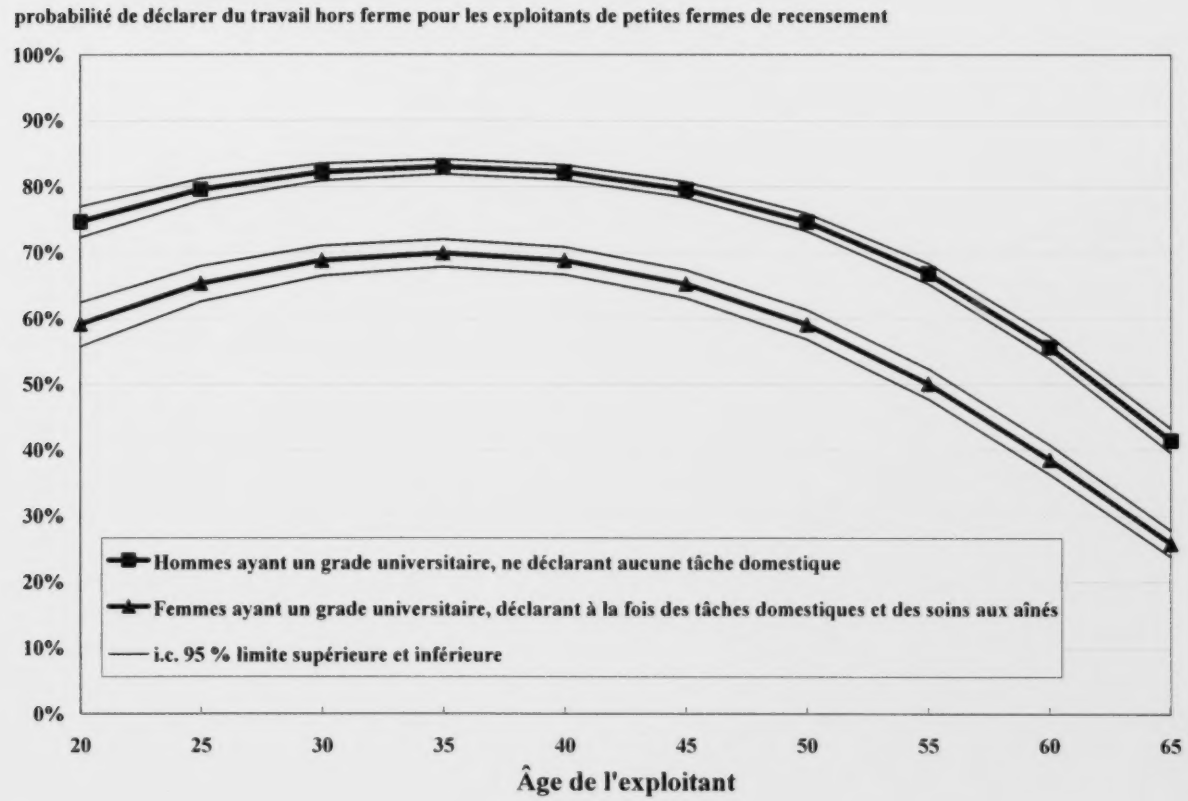
Figure 4 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires, selon l'âge, montrant l'effet de la participation aux tâches domestiques, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Figure 5 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants ayant un grade universitaire, selon l'âge, montrant l'effet de la participation à des tâches domestiques, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Effet des caractéristiques de la ferme

L'importance et la direction de l'effet des caractéristiques de la ferme sont remarquablement constantes pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement. L'exploitant d'une ferme de recensement comptant plus d'un exploitant était de trois à quatre points de pourcentage plus susceptible de travailler hors ferme que son homologue qui est seul exploitant de la ferme. Chez les exploitants de petites fermes de recensement, la différence comparable était de six à huit points de pourcentage. En d'autres termes, l'exploitant d'une petite ferme de recensement comptant plus d'un exploitant était de six à huit points de pourcentage plus susceptible de travailler hors ferme qu'un exploitant unique pour lequel les autres caractéristiques sont identiques.

La forme juridique a également une incidence sur la probabilité du travail hors ferme. Les exploitants de petites et grandes fermes de recensement sont d'environ trois points de pourcentage moins susceptibles en probabilité de travailler hors ferme si la ferme est constituée en société, comparativement à leurs homologues dont la ferme est une société de personnes ou une ferme individuelle. Il faut se souvenir que ces résultats pour la forme juridique ont été obtenus en maintenant toutes les autres variables constantes, y compris la taille du revenu agricole brut et le nombre d'exploitants par exploitation.

C'est dans les différents types de ferme que l'on a observé les variations de probabilité les plus importantes relativement au travail hors ferme. Pour un exploitant moyen d'une petite ferme maraîchère, la probabilité de travailler hors ferme était de 23 points de pourcentage plus élevée que pour l'exploitant d'une ferme laitière de taille semblable (le groupe témoin). De même, pour l'exploitant moyen d'une petite ferme de céréales et d'oléagineux, la probabilité de travailler hors ferme était de 37 points de pourcentage plus élevée que pour l'exploitant d'une ferme laitière de taille semblable.

Pour les exploitants de grandes fermes de recensement, et toujours en utilisant les exploitants de ferme laitière comme groupe témoin, la probabilité de travailler hors ferme était de dix points de pourcentage plus élevée pour les exploitants de fermes maraîchères et de 25 points de pourcentage plus élevée pour les exploitants de fermes de volaille et d'œufs.

Les figures 6 à 9 montrent différentes combinaisons de caractéristiques de fermes et de tailles de ferme pour les exploitants de ferme laitière et les exploitants de tous les autres types de fermes. En termes de la propension d'un exploitant à travailler hors ferme, les figures 6 et 7 montrent la différence entre les petites fermes qui ont un seul exploitant et les petites fermes qui ont trois exploitants. La figure 8 et la figure 9 montrent la même situation pour les grandes fermes. L'effet qu'exerce sur la probabilité de travailler hors ferme le fait d'être un exploitant de ferme laitière est frappant. Les exploitants de ferme laitière étaient globalement moins susceptibles de travailler dans un emploi hors ferme.

L'effet d'une variation discrète quant à la taille de l'exploitation agricole est aussi révélateur. Les variations entre les valeurs minimale et maximale de la taille de la ferme ont généralement une incidence marquée sur la probabilité du travail hors ferme. Cependant, pour les variations d'un écart-type, l'effet est généralement plus limité. Rappelons que le revenu brut a été utilisé comme critère de classification pour la répartition de l'échantillon en exploitants rattachés à des grandes et des petites fermes (encadré 1).

Remarquons à la figure 1 qu'il y a un gradient marqué du pourcentage d'exploitants déclarant du travail hors ferme dans les exploitations ayant un revenu brut inférieur à 10 000 $ par rapport aux exploitations ayant un revenu brut de 100 000 $ à 249 999 $. Il s'agissait des petites exploitations de

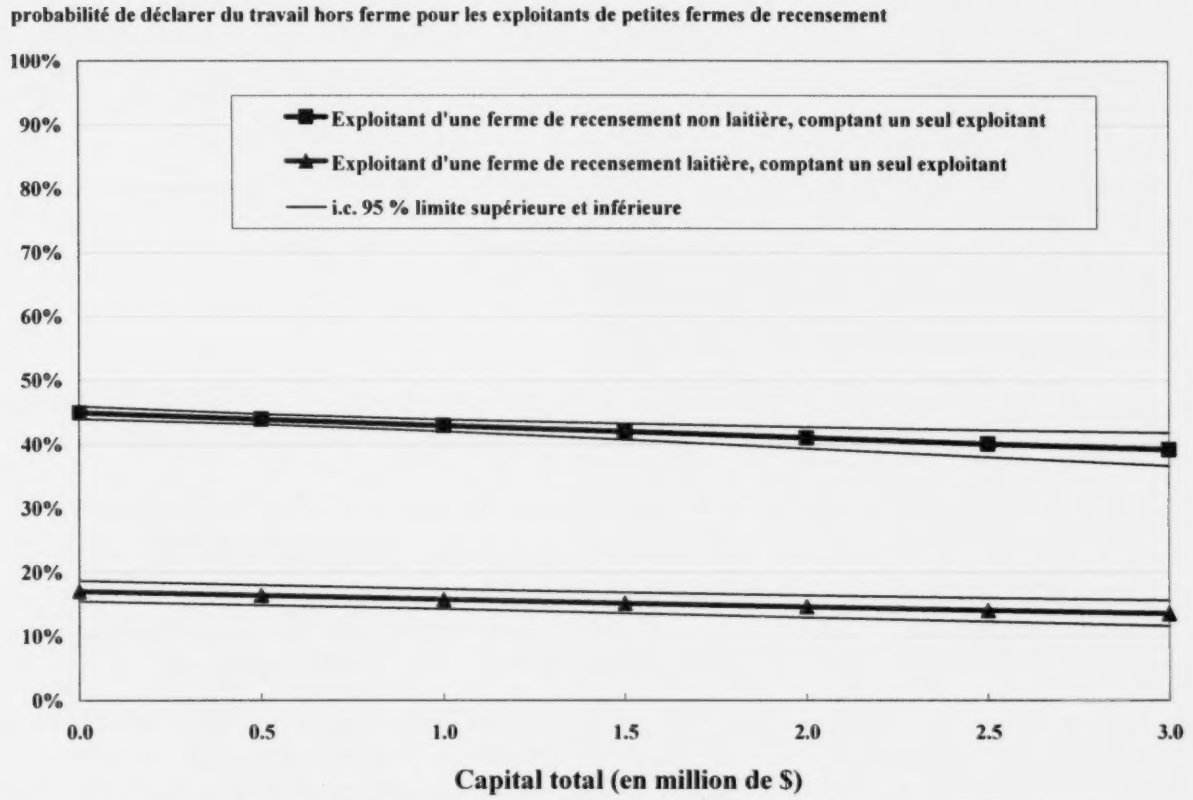
cette étude (encadré 1). Nous nous attendrions à ce que le revenu agricole brut soit associé de façon statistiquement significative à la probabilité de travailler hors ferme pour ces exploitants. Chez les exploitants rattachés à de grandes exploitations, seulement 19 % ont déclaré quelque travail hors ferme, en moyenne. Ainsi, la relation estimée entre le revenu agricole brut et le travail hors ferme devrait être relativement non significative pour ces exploitants. De ce fait, il n'était pas étonnant que la variation estimée du travail hors ferme pour des revenus bruts de taille différente ait été différente pour les exploitants de petites et grandes fermes. L'effet des différentes catégories de taille du revenu agricole brut était plus important pour les exploitants de petites fermes de recensement.

Pour l'exploitant moyen d'une petite ferme de recensement, le revenu brut semblait être un facteur critique de la décision de travailler hors ferme. Pour les exploitants de ferme ayant des revenus bruts plus importants, la probabilité prédite de travailler hors ferme était considérablement moins élevée. L'exploitant moyen d'une petite ferme de recensement dont les ventes brutes s'élevaient à 59 000 $ avait 47 % de chance d'occuper un emploi à l'extérieur de la ferme, alors que l'exploitant dont les caractéristiques sont comparables et dont les ventes brutes s'élevaient à environ 250 000 $ avait 26 % de chance de travailler à l'extérieur, soit un écart de probabilité de 21 points de pourcentage.

En ce qui concerne les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, la variation d'un écart-type quant à la taille du capital autour de la valeur moyenne correspond à un recul d'environ deux points de pourcentage de la probabilité du travail hors ferme. Le même genre de variation touche la main-d'œuvre salariée, qui affiche un recul d'environ un point de pourcentage de la probabilité du travail hors ferme (Alasia et coll., 2007).

Les figures 6 à 9 montrent les tracés de probabilité prédite pour les intervalles plausibles de capital d'exploitation agricole total, les différents types de fermes (laitières et autres types de fermes) et le nombre d'exploitants (un et trois). Les figures montrent que les exploitants des grandes fermes étaient bien moins susceptibles de travailler hors ferme, indépendamment du fait qu'ils travaillent dans une exploitation laitière ou non laitière. Parmi les petites fermes de recensement, les exploitants de ferme non laitière étaient plus susceptibles de travailler hors ferme, et les exploitants des fermes comptant trois exploitants étaient plus susceptibles de travailler hors ferme.

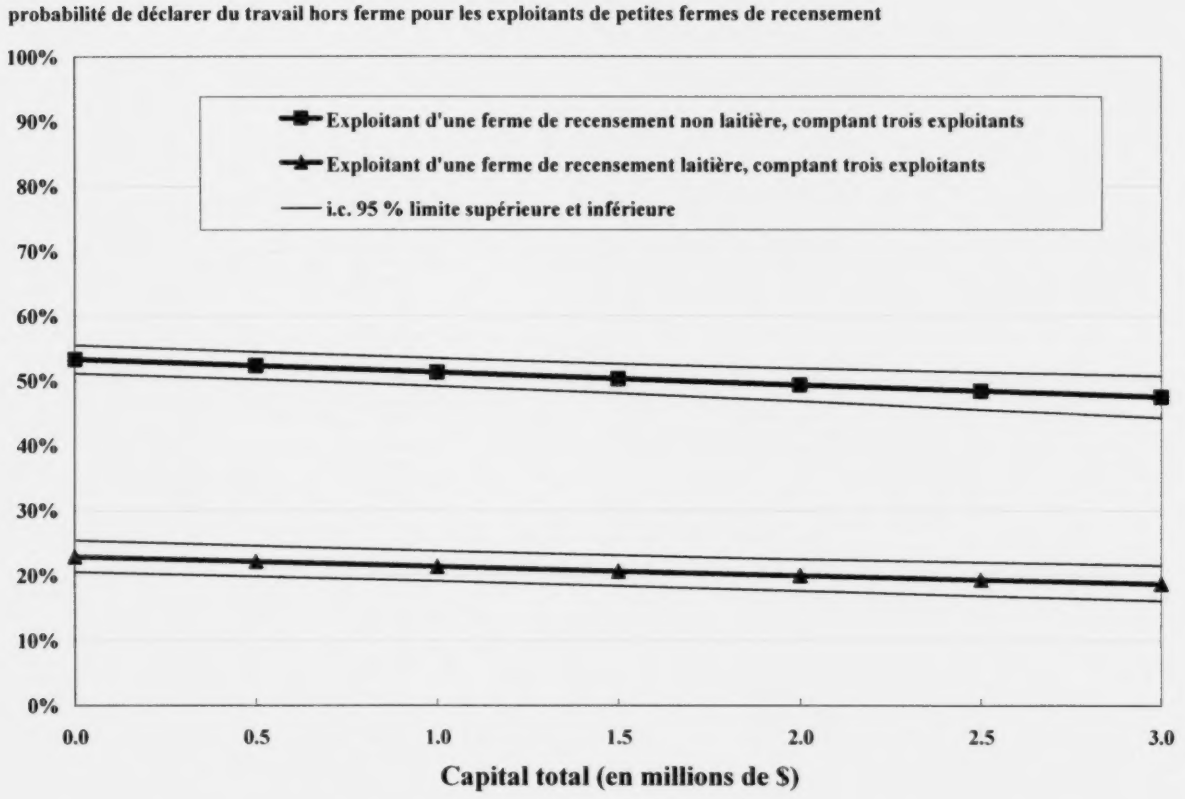
Figure 6 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes de recensement ayant un seul exploitant, selon la taille de la valeur du capital de l'exploitation, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

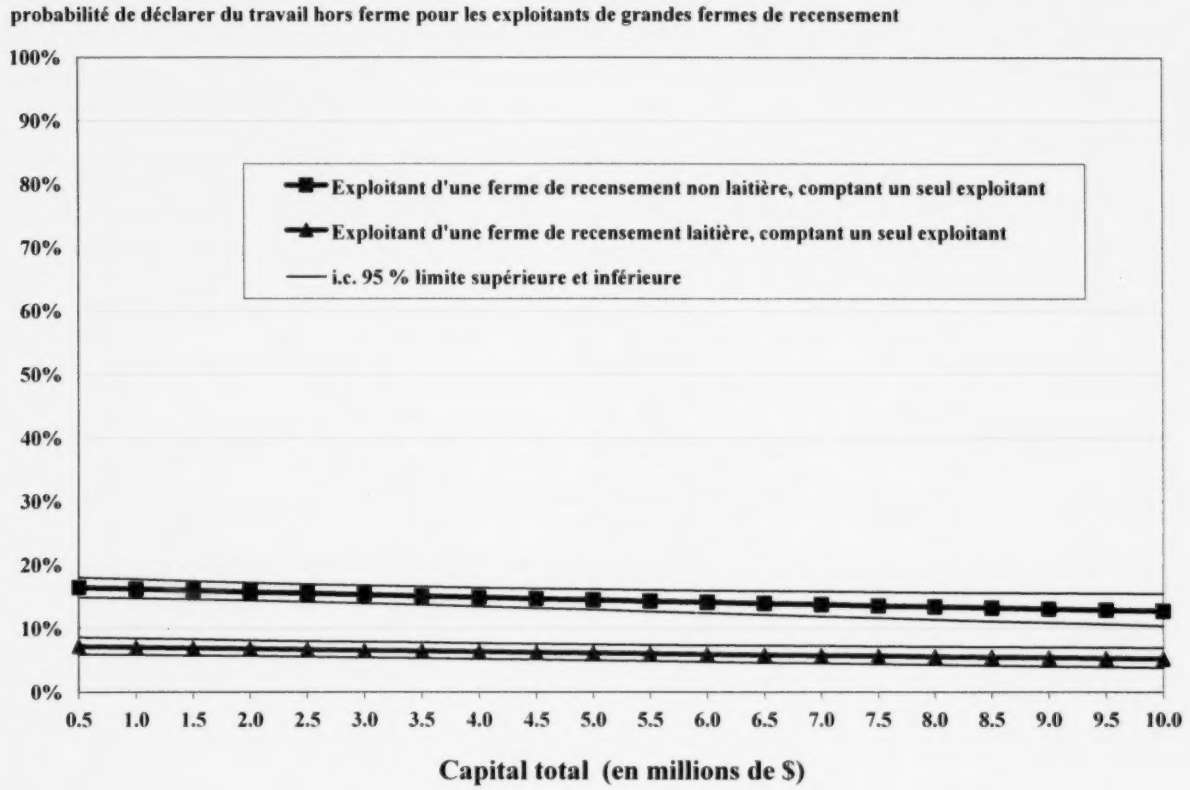
Figure 7 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants de petites fermes de recensement comptant trois exploitants, selon la taille de la valeur du capital de l'exploitation, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

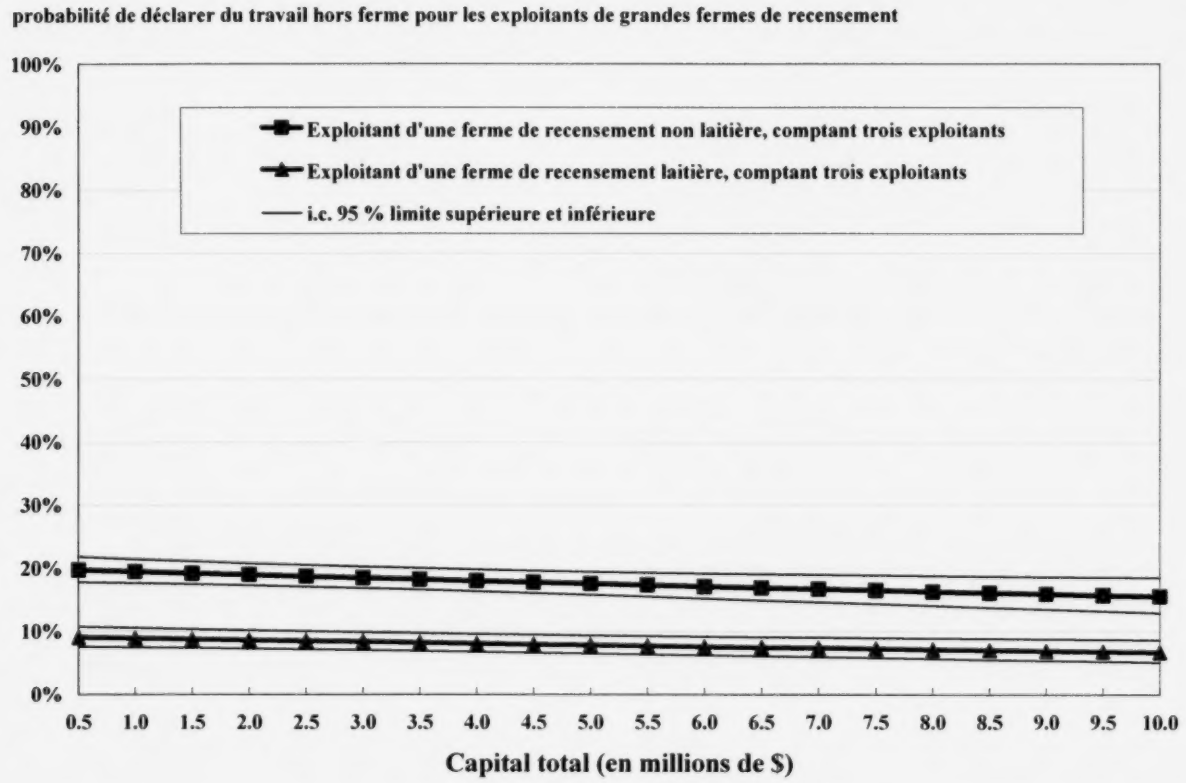
Figure 8 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants de grandes fermes de recensement ayant un seul exploitant, selon la taille de la valeur du capital de l'exploitation, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Figure 9 Probabilité de déclarer du travail hors ferme pour les exploitants de grandes fermes de recensement ayant trois exploitants, selon la taille de la valeur du capital de l'exploitation, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Effet des caractéristiques communautaires et régionales

Les caractéristiques communautaires et régionales semblent être des déterminants plus pertinents pour ce qui est de prendre la décision d'occuper un emploi hors ferme tout en exploitant une entreprise agricole de petite taille.

Les exploitants qui vivaient au sein de collectivités où la croissance du taux d'emploi a été rapide de 1991 à 2001 étaient plus susceptibles de travailler à l'extérieur de leur ferme. L'exploitant moyen d'une petite ferme de recensement qui résidait dans une collectivité ayant la plus faible croissance d'emploi était en probabilité de six points de pourcentage moins susceptible d'avoir un emploi hors ferme, comparativement à un exploitant semblable qui

résidait dans une collectivité où la croissance de l'emploi était la plus élevée. L'écart de probabilité d'avoir un emploi hors ferme entre une collectivité affichant une baisse de 8 % de l'emploi de 1991 à 2001, comparativement à une collectivité enregistrant une augmentation de 24 % de l'emploi était inférieur à un point de pourcentage[2]. L'effet excédentaire de cette variable explicative était semblable pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, comme l'indique la figure 10. Pourtant, pour les exploitants moyens de petites fermes de recensement, l'effet du changement de spécialisation économique régionale et des taux de chômage était plus important : on observait une variation d'environ deux points de pourcentage pour une variation de l'écart-type se situant autour de l'indice moyen de spécialisation régionale (voir l'annexe tableau A.2 pour les définitions des variables).

Pour mieux comprendre l'effet du changement global des conditions du marché du travail sur la probabilité du travail hors ferme, nous avons défini une série de « cas-types ». La figure 11 montre l'effet conjugué de divers niveaux de croissance de l'emploi communautaire, du chômage régional et de la spécialisation économique régionale sur la probabilité du travail hors ferme. Les valeurs des indicateurs ressemblent à une série de conditions du marché du travail allant de faible à vigoureuse. Certes, il s'agit là d'une simplification, mais qui représente tout de même des intervalles des covariables et correspond aux conditions observées dans plusieurs collectivités au Canada. Si les autres variables demeuraient constantes, on observerait clairement l'effet des conditions générales du marché sur la probabilité de l'emploi hors ferme. Pour l'exploitant moyen d'une collectivité où les conditions du marché du travail étaient plus faibles (comme le montre le côté gauche de la figure 11 — une baisse de l'emploi de 40 % de 1991 à 2001, un taux d'emploi régional élevé de 30 % et une économie relativement spécialisée indiquée par un indice de Herfindahl [annexe A.2] de 0,25) la probabilité du travail hors ferme était d'environ 30 %. Par contre, le même exploitant moyen d'une collectivité où les conditions du marché du travail sont plus vigoureuses (comme le montre le côté droit de la figure 11 — un taux élevé de croissance de l'emploi de 60 % de 1991 à 2001, un faible taux de chômage régional de 4,0 % et une économie relativement diversifiée indiquée par un indice de Herfindahl de 0,14) avait une probabilité d'environ 54 % de travailler hors ferme.

L'effet des variables de l'emploi aux niveaux communautaire et régional est plus complexe (Alasia et coll., 2007). L'effet de l'emploi communautaire et régional dans le secteur de la fabrication s'exerce dans des directions opposées. Pour les exploitants de petites fermes de recensement, la probabilité du travail hors ferme était plus forte lorsque la ferme de recensement se trouvait dans une collectivité dont une proportion plus élevée de la population active était employée dans le secteur de la fabrication. Cependant, une proportion plus forte d'emploi dans le secteur de la fabrication de la région était associée à une plus faible probabilité d'emploi hors ferme. De ce fait, l'effet de l'emploi dans le secteur de la fabrication de la collectivité s'exerçait dans une direction différente que l'emploi dans le secteur de la fabrication dans la région. Par conséquent, il faut faire preuve de circonspection lorsqu'on interprète les résultats.

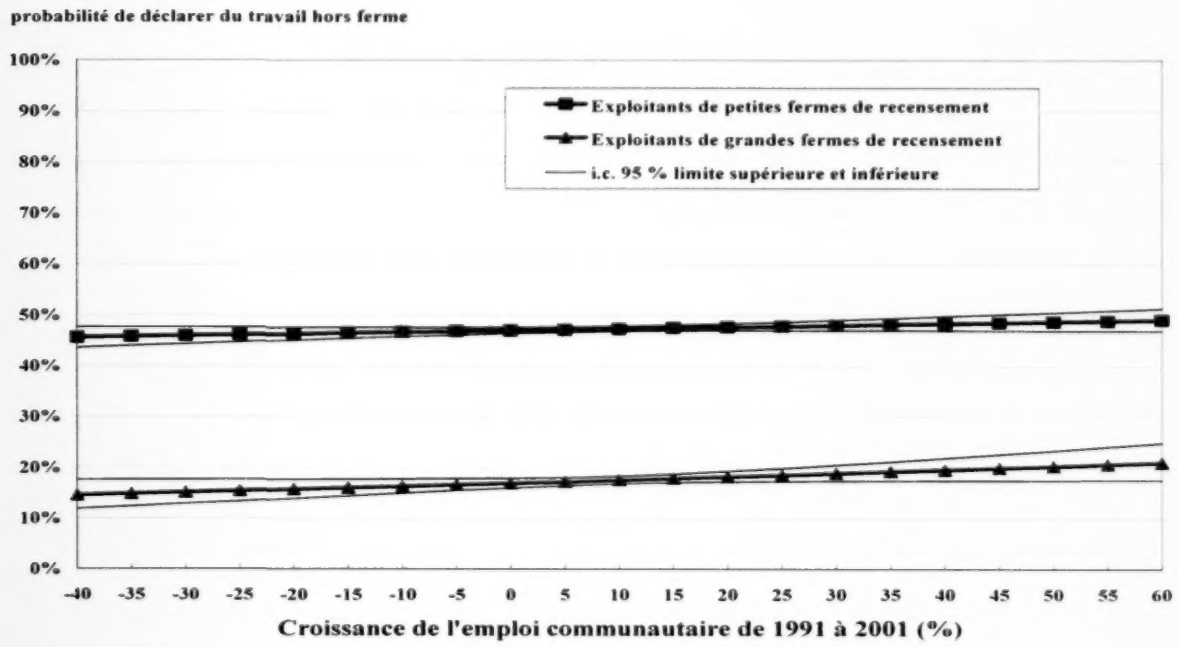
De même, une plus forte proportion d'emploi dans le secteur des services dans la collectivité était associée à une probabilité quelque peu plus élevée de travailler hors ferme pour les exploitants de petites fermes de recensement (figure 12). Cependant, contrairement à ce qui est le cas dans le secteur de la fabrication, l'intensité de l'emploi dans le secteur des services de la région exerçait un effet modérément favorable sur la probabilité de travailler à l'extérieur de la ferme.

2. Il s'agit d'une différence d'un écart-type des taux de croissance de l'emploi des collectivités (SRU) pendant la période de 1991 à 2001.

En résumé, nous avons constaté que les caractéristiques communautaires et régionales influaient davantage sur la décision de travailler hors ferme pour les exploitants de petites entreprises que sur les exploitants de grandes fermes. La croissance rapide de l'emploi au cours de la dernière décennie, la baisse du chômage et une économie diversifiée au niveau communautaire étaient toutes associées à une plus forte probabilité de travail hors ferme, particulièrement pour les exploitants de petites fermes de recensement.

L'effet qu'exerce la structure économique de la collectivité et de la région (mesurée par les proportions de l'emploi dans les principaux secteurs) est plus complexe. C'est particulièrement le cas pour le secteur de la fabrication, dans lequel l'intensité au niveau communautaire exerce sur la probabilité du travail hors ferme l'effet inverse de l'intensité au niveau régional. Cependant, nous n'avons pas découvert de contradiction semblable entre l'emploi dans le secteur des services aux niveaux communautaire et régional. L'intensité plus élevée de l'emploi dans le secteur des services, tant au niveau communautaire que régional, était associée à une plus forte probabilité de travail hors ferme.

Figure 10 Pour les exploitants de petites et de grandes fermes de recensement, ceux qui résidaient dans des collectivités enregistrant une plus forte croissance de l'emploi au cours de la décennie précédente[1] étaient plus susceptibles de travailler hors ferme en 2000, Canada

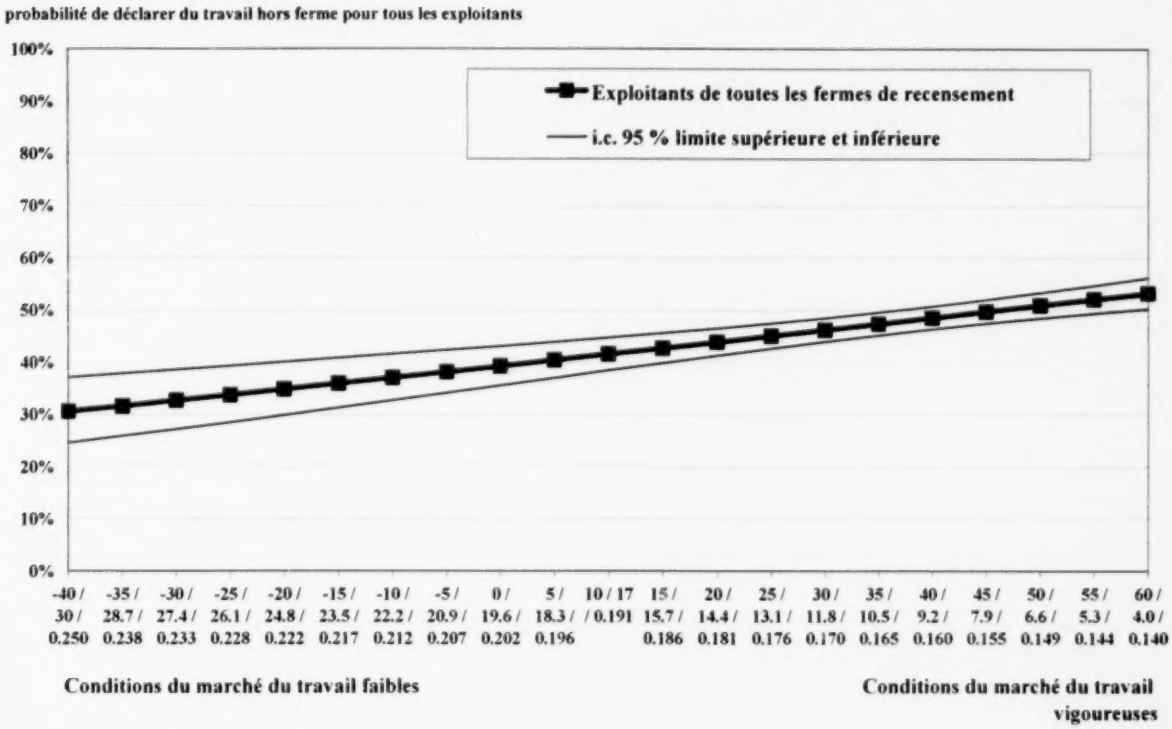


1. de 1991 à 2001

Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

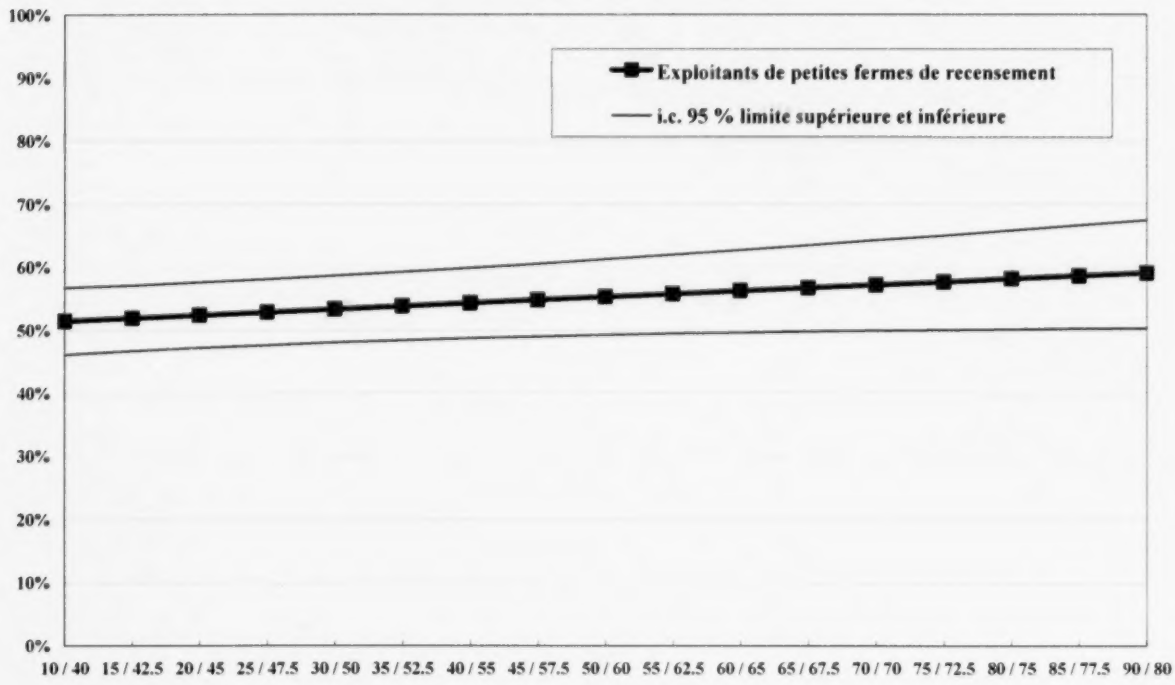
Figure 11 Pour les exploitants de toutes les fermes de recensement, les exploitants résidant dans des marchés du travail vigoureux étaient plus susceptibles de travailler hors ferme, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Figure 12 Pour les exploitants de petites fermes de recensement, la participation au travail hors ferme est légèrement plus élevée pour les exploitants résidant dans des marchés du travail affichant une plus forte proportion d'emploi dans le secteur des services, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Effet de l'urbanisation

L'effet de l'urbanisation est particulièrement intéressant et indique que, compte tenu des autres facteurs, la probabilité qu'un exploitant participe à un travail hors ferme n'est pas associée de façon positive à la proximité ou à la taille d'un marché du travail voisin[3]. Au contraire, la participation à un travail hors ferme semble être plus étroitement associée aux marchés du travail ruraux. Qui plus est, semblablement à ce qui est le cas pour les autres caractéristiques communautaires et régionales examinées plus tôt, l'urbanisation semble être davantage pertinente pour les exploitants de petites fermes.

Pour l'exploitant moyen d'une ferme située le plus près d'un centre urbain (c.-à-d. une RMR ou une AR, selon la définition dans l'encadré 1), la probabilité de travailler hors ferme était de 39 %, soit environ deux points de pourcentage de moins que celle d'un exploitant moyen d'une ferme située à 55 km d'un grand centre urbain. Le passage d'une distance de 25 km à 75 km d'un grand centre urbain (différence d'un écart-type) augmentait la probabilité prédite d'avoir un travail hors ferme de deux points de pourcentage.

Par ailleurs, l'exploitant d'une ferme située dans les régions les plus éloignées (environ 340 km d'un grand centre urbain) présentait une probabilité prédite supérieure de neuf points de pourcentage d'avoir un travail hors ferme qu'un exploitant de ferme de recensement moyen. Nous avons fait la même observation pour l'exploitant moyen d'une petite ferme de recensement (figure 13). La probabilité de travailler hors ferme est manifestement plus élevée pour les exploitants qui sont les plus éloignés d'un grand centre urbain.

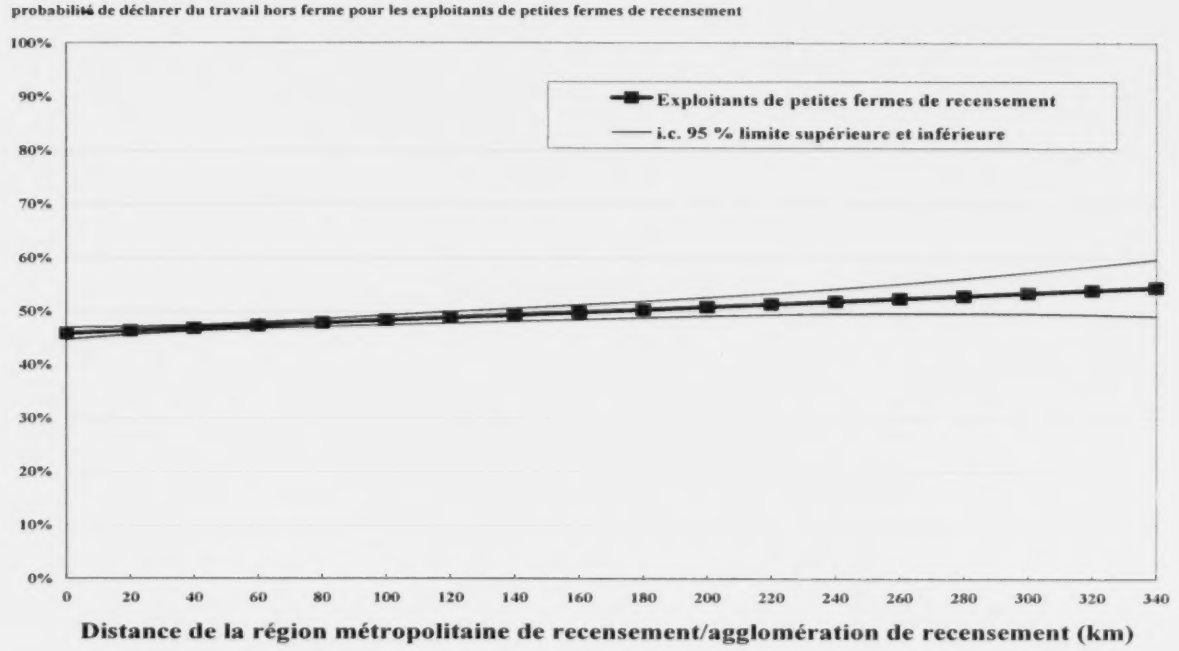
Lorsque diverses mesures de l'urbanisation sont combinées (plus précisément la distance d'un grand centre urbain, la densité de la population de la collectivité et la densité de la population régionale), le gradient entre les types de marchés du travail urbains et ruraux devient plus évident. Un exploitant moyen d'une petite ferme de recensement située à proximité d'un grand centre urbain (20 km) dans une collectivité et dans une région ayant une densité démographique de 1 300 et 450 habitants au kilomètre carré respectivement, présente une probabilité prédite de travailler hors ferme d'environ 40 % (figure 14). Cela contraste avec la probabilité prédite de plus de 50 % pour des exploitants semblables situés à 200 km d'un grand centre urbain dans une collectivité et une région ayant une faible densité démographique (un et dix habitants au kilomètre carré respectivement). Il faut insister sur le fait que la figure 14 est définie selon une série idéale de distances et de densités qui rendent compte des valeurs plausibles des collectivités canadiennes, mais l'échelle de ces indicateurs n'est pas linéaire dans cette figure. Les deux lignes verticales séparent des fourchettes de

3. Tout au long de notre analyse, nous avons présenté les résultats dans le contexte d'un exploitant qui travaille littéralement « hors » de son exploitation. Cependant, le libellé exact du questionnaire du Recensement de l'agriculture est « En 2000, cet exploitant a-t-il travaillé comme salarié **en dehors** de l'exploitation ou **exploité une entreprise autre** que cette exploitation agricole? (Ne pas inclure le travail à forfait effectué pour les autres) ». Il est donc possible que l'exploitant ait été impliqué dans un travail non agricole se trouvant physiquement dans l'exploitation. En 1996, environ 15 % des exploitants de ferme de recensement ont déclaré qu'ils avaient « exploité une entreprise autre qu'une exploitation agricole ». Il n'y avait aucune indication permettant de déterminer si l'entreprise était située dans l'exploitation ou ailleurs (Bollman, 1998, tableau 4). De ce fait, tous les exploitants ayant un emploi « hors ferme » ne travailleraient pas tous hors de l'exploitation. En outre, tous les exploitants ne vivent pas sur leur ferme. En 2001, 15 % des exploitants n'avaient jamais vécu sur leur ferme, et les autres peuvent avoir vécu sur leur ferme pour une partie de l'année seulement. Cependant, notre objectif consiste à estimer les facteurs associés à un travail autre que celui d'exploiter la ferme. Ainsi, bien que l'exploitant puisse vivre hors ferme, notre analyse des facteurs associés à un travail hors ferme s'appliquerait néanmoins.

combinaisons ayant des échelles plus homogènes entre les valeurs des indicateurs d'urbanisation.

Dans l'ensemble, l'urbanisation est associée négativement avec la probabilité d'un emploi hors ferme des exploitants de petites fermes. Ceci peut se produire si la proximité d'une ville accroît la valeur du travail agricole — ce qui pourrait réduire la probabilité de travailler hors ferme pour les exploitants résidant à proximité d'une ville. Dans la mesure où le travail non agricole est une autre entreprise située sur la ferme, cette entreprise a peut-être été créée afin d'éviter un long déplacement en voiture vers la ville, ce qui accroît l'importance du marché local comme source de travail non agricole.

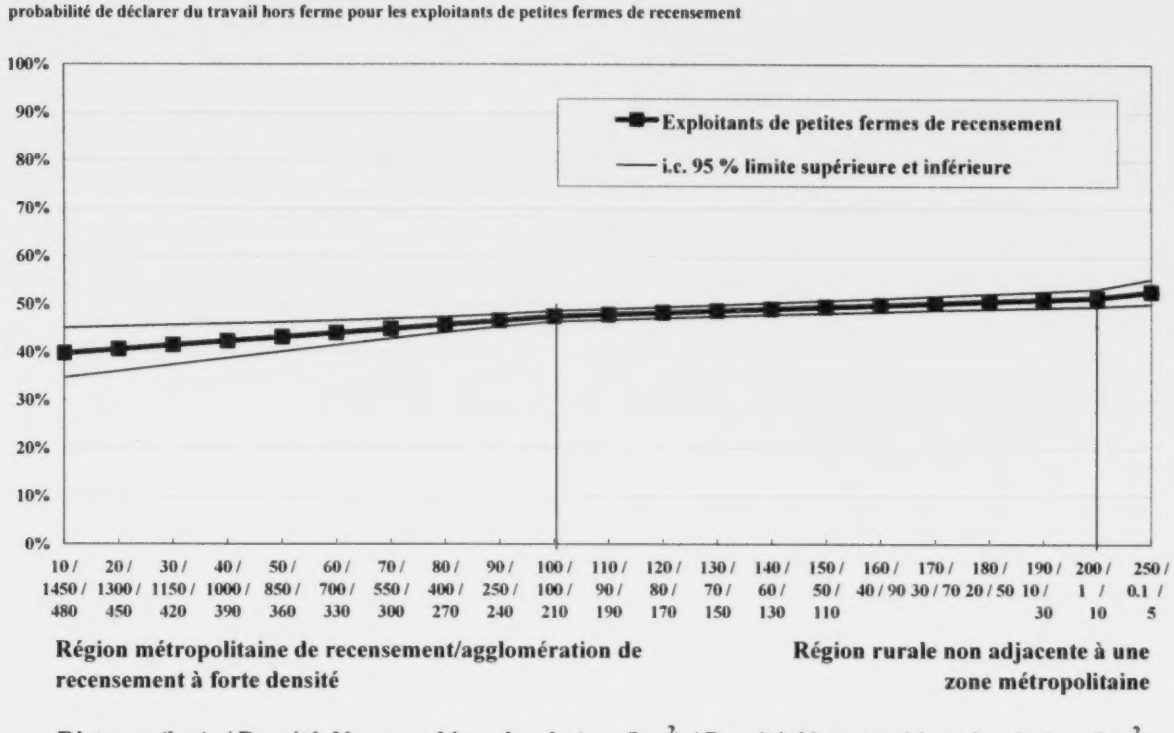
Figure 13 Pour les exploitants de petites fermes de recensement, la probabilité de travailler hors ferme est plus élevée pour les exploitants situés plus loin d'un grand centre urbain, Canada, 2000



Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Figure 14 Pour les exploitants de petites fermes de recensement, la probabilité de travailler hors ferme est plus élevée pour les exploitants situés dans des régions qui sont davantage rurales, Canada, 2000



1. ayant une densité démographique plus faible et une plus grande distance d'un grand centre urbain

Nota : Les probabilités sont estimées en maintenant les autres variables explicatives à leur valeur moyenne 1. L'intervalle de confiance de 95 % (i.c.) signifie que la probabilité véritable, mais inconnue, de déclarer du travail hors ferme à 95 % de chance de se situer entre les limites inférieure et supérieure de l'i.c.

Source : Estimation des auteurs.

Conclusions

Dans cette étude, nous avons examiné les facteurs associés au travail hors ferme par les exploitants de petites et de grandes exploitations agricoles (mesurés en fonction de la taille du revenu brut). Notre analyse a tenu compte des caractéristiques individuelles des exploitants, de l'exploitation agricole, de la collectivité et de la région.

Les résultats de notre analyse confirment les constatations de recherches antérieures concernant les indicateurs démographiques et du capital humain, mais ils fournissent d'autres observations sur l'importance des différentes variables permettant de déterminer la participation au travail hors ferme pour les exploitants de fermes de recensement.

Dans l'ensemble, il semble que les caractéristiques du capital humain et des exploitations agricoles soient significatives et qu'elles aient des effets similaires tant pour les exploitants de petites fermes que pour ceux qui exploitent de grandes fermes. Il semble que le niveau de scolarité soit un déterminant majeur de la capacité d'exploiter une ferme de recensement tout en ayant un emploi à l'extérieur de la ferme. Le type de ferme doit se prêter à un travail à l'extérieur (c.-à-d. qu'une ferme laitière ne s'y prête pas). Parallèlement, les exploitants d'une ferme comptant plus d'un exploitant sont plus susceptibles de travailler hors ferme[4]. Les exploitants de petites fermes sont plus susceptibles de combiner le travail hors ferme et l'exploitation d'une ferme de recensement.

Par contre, les caractéristiques familiales de même que les caractéristiques communautaires et régionales semblent notablement plus importantes pour les exploitants de petites entreprises agricoles. Les caractéristiques communautaires du marché du travail ont bel et bien une incidence sur la probabilité du travail hors ferme, mais cela est beaucoup plus évident pour les exploitants de petites fermes que pour ceux qui dirigent de grandes entreprises agricoles de recensement. Cette constatation ne semble pas contredire les résultats présentés dans les principales recherches relativement aux petites exploitations agricoles et qui mettent l'accent sur la combinaison de facteurs familiaux, communautaires et régionaux pour définir le bien-être des familles. En particulier, il a été démontré que la pluralité d'emplois des membres des familles rattachées à des exploitations agricoles est un facteur pertinent au Canada. Outre le processus de sortie du secteur agricole, une adaptation partielle du travail agricole par le truchement du travail hors ferme est devenue une stratégie prépondérante des exploitants de fermes de recensement et de leur famille (Olfert et Stabler, 1994).

Ces tendances nous ont amenés à reconnaître que, dans de nombreuses régions rurales, la pluralité d'emplois constitue vraisemblablement une stratégie importante pour maintenir les moyens de subsistance des familles agricoles (OCDE, 1995). Quant aux exploitants de petites fermes, la combinaison des conditions familiales et du marché local peut jouer un rôle déterminant pour le bien-être de la famille.

Un autre résultat doit être mis en évidence, soit l'incidence imprévue de la proximité d'un centre urbain. Ce résultat donne à penser que les noyaux urbains ne constituent pas un marché du travail local pour les exploitants qui travaillent à l'extérieur de leur ferme — les noyaux urbains semblent plutôt accroître la valeur du travail de

4. La plupart des fermes de recensement ont un exploitant. La ferme de recensement typique comptant deux exploitants est une équipe d'exploitants mari-femme, mais les fermes de recensement père-enfant sont le type qui se classe deuxième par ordre d'importance. Parmi les fermes à trois exploitants, la combinaison père-mère-enfant est le groupe modal.

l'exploitant sur sa propre ferme[5]. Ce résultat indique une certaine rupture entre le travail hors ferme offert aux exploitants agricoles et l'économie urbaine. Cette constatation a des répercussions pertinentes sur les initiatives du développement rural visant à augmenter le revenu des familles agricoles. Visiblement, un secteur agricole vigoureux n'est ni nécessaire ni suffisant à l'obtention d'un revenu du ménage élevé ou en croissance dans les régions rurales. Des recherches menées aux États-Unis révèlent que ce qui compte vraiment, c'est le couplage des facteurs du marché agricole, principalement la main-d'œuvre, avec le secteur non agricole (Gardner, 2005; Fuller et Bollman, 1992). Il en résulte que le travail hors ferme constitue l'une des premières chaînes de transmission du patrimoine entre le secteur agricole et le secteur non agricole. La prise en compte spécifique du fonctionnement et du rendement des marchés du travail ruraux est une façon importante d'améliorer le bien-être des familles agricoles.

Devant la concentration croissante des possibilités d'emploi dans les régions essentiellement urbaines, le couplage du marché du travail urbain et de la population rurale demeure essentiel à la durabilité économique des régions rurales (Bollman et Biggs, 1992; Schindegger et Krajasits, 1997). Cette constatation correspond à celles d'autres recherches sur le navettage, qui indiquent que le navettage n'est pas toujours unidirectionnel ni même dominé exclusivement par un mouvement vers les grands centres urbains (Green et Meyer, 1997). Une recherche menée dans le sud de l'Ontario, par exemple, indique une baisse de l'influence urbaine en tant que pôle d'attraction devant l'émergence d'une « autosuffisance » rurale ou d'une interaction rurale-rurale (Green et Meyer, 1997). Il y aurait lieu d'étudier plus à fond la nature de cette interaction rurale-rurale et d'insister sur la pertinence des possibilités d'emploi hors ferme pour les membres de familles rattachées à de petites exploitations agricoles.

5. Nous reconnaissons également que le travail non agricole pourrait être l'exploitation d'une société non agricole située sur la ferme. Ce scénario met également en évidence le lien avec le marché du travail local pour l'emploi non agricole, plutôt que le navettage vers un travail hors ferme en ville.

Références bibliographiques

Alessandro Alasia, Ray Bollman, Alfons Weersink et John Cranfield, 2007. Décisions de travailler hors ferme des exploitants agricoles canadiens en 2001 : rôle des déterminants individuels, de la ferme, du milieu et de la région. (Ottawa : Statistique Canada, série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural n° 85; n° 21-601-XWF au catalogue).

Bollman, Ray D. et Brian Biggs. 1992. « Régions rurales et petites villes du Canada : un aperçu », Rural and Small Town Canada (Régions rurales et petites villes du Canada), publié sous la direction de Ray D. Bollman, Toronto, Thompson Educational Publishing.

Bollman, Ray D., A.M. Fuller et Philip Ehrensaft. 1992. « Rural Jobs: Trends and Opportunities », Canadian Journal of Agricultural Economics (Revue canadienne d'économie rurale), vol. 40, n° 4, p. 605 à 622.

Fuller, A.M., et Ray D. Bollman. 1992. « Liens entre les familles agricoles et le secteur non agricole : le rôle du revenu hors ferme des familles agricoles », Rural and Small Town Canada (Régions rurales et petites villes du Canada), publié sous la direction de Ray D. Bollman, Toronto, Thompson Educational Publishing.

Gardner, B.L. 2005. Causes of Rural Economic Development. In Reshaping Agriculture's Contribution to Society. Proceedings of the 25th International Conference of Agricultural Economists, Blackwell.

Green, Milford B., et Stephen P. Meyer. 1997. « Occupational Stratification of Rural Commuting », Rural Employment: An International Perspective, publié sous la direction de Ray D. Bollman et John M. Bryden, New York, CAB International.

Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). 1995. Creating Employment for Rural Development (Créer des emplois pour le développement rural : de nouvelles politiques), Paris, OCDE.

Olfert, M. Rose, et Jack C. Stabler. 1994. « Industrial Restructuring of the Prairie Labour Force: SpatialetGender Impacts », Canadian Journal of Regional Science), La revue canadienne des sciences régionales, vol. 17, n° 2, p. 133 à 152.

Schindegger, Friedrich, et Cornelia Krajasits. 1997. « Commuting: Its Importance for Rural Employment Analysis », Rural Employment: An International Perspective, publié sous la direction de Ray D. Bollman et John M. Bryden, New York, CAB International.

Statistique Canada. 2000. *Le Quotidien : Revenus et dépenses d'exploitation des fermes* (Ottawa : Statistique Canada, n° 11-001 au catalogue), 4 avril.

Statistique Canada. 2002a. *Farm operator data for the 2001 Census of Agriculture* (Données sur les exploitants agricoles du Recensement de l'agriculture de 2001), produit n° 95F0355XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

Statistique Canada. 2002b. *Farm data for the 2001 Census of Agriculture* (Données sur les exploitations agricoles du Recensement de l'agriculture de 2001), produit n° 95F0301XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

Statistique Canada. 2003a. *Agriculture-Population Linkage Data for the 2001*

Census (Données du couplage agriculture-population du Recensement de l'agriculture de 2001), produit n° 95F0303XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

Statistique Canada. 2003b. *Dictionnaire du Recensement de 2001*, produit n° 92-378XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

Statistique Canada. 2007a. *Dictionnaire du Recensement de 2006*, produit n° 92-566XWF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa.

Statistique Canada. 2007b. *Caractéristiques des exploitants agricoles*, Statistique Canada. Ottawa.

Alessandro Alasia est analyste à la Section de la recherche et des données rurales et Ray D. Bollman est chef de la Section de la recherche et des données rurales de la Division de l'agriculture.

Une autre innovation de Statistique Canada...

Ça peut aussi vous intéresser : *EnviroStats* (n° 16-002-X au catalogue)

EnviroStats est le bulletin trimestriel de Statistique Canada portant sur les statistiques de l'environnement et du développement durable.

EnviroStats fournit une analyse statistique régulière de divers sujets environnementaux à l'intention d'un large public. Le coeur de chaque numéro est constitué d'un article de fond. Des articles plus courts mettent en évidence les nouveaux développements statistiques où présentent de nouveaux concepts. Les « mises à jour » couvrent des événements récents et imminents tels que les diffusions de nouveaux produits statistiques ou les aperçus d'enquêtes en cours. Un tableau de données complet fait en sorte que les lecteurs disposent des statistiques les plus récentes qui soient. Chaque numéro comportera également une carte qui illustrera et analysera un sujet d'actualité.

Statistique Canada http://www.statcan.gc.ca/bsolc/francais/bsolc?catno=16-002-X.

Annexe tableau A.1 Statistiques nationales : variables sélectionnées pour les exploitants agricoles et leurs fermes de recensement, 2001

Variables	Total	Nombre d'exploitants d'une ferme de recensement		Pourcentage du total des exploitants		Pourcentage du total des variables	
		Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme	Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme	Aucun travail hors ferme	Travail hors ferme
	unités			pourcentage			
Nombre total d'exploitants agricoles							
Sexe - masculin	346 195	191 975	154 220	100	100	55,5	44,5
Sexe - féminin	91 180	4 565	41 615	25,8	27,0	54,4	45,6
Âge - Moins de 35 ans	39 915	17 610	22 310	9,2	14,5	44,1	55,9
Âge - 35 à 54 ans	185 575	86 145	99 430	44,9	64,5	46,4	53,6
Âge - 55 ans ou plus	120 705	88 225	32 485	46,0	21,1	73,1	26,9
Âge moyen des exploitants	49,9	53,1	45,9	...	...	...	...
Principaux types de ferme							
Élevage de bovins	125 795	76 265	49 530	39,7	32,1	60,6	39,4
Élevage de porcs	10 940	7 750	3 185	4,0	2,1	70,8	29,1
Élevage de volailles et production d'œufs	7 240	4 255	2 980	2,2	1,9	58,8	41,2
Élevage de moutons et de chèvres	6 235	2 395	3 840	1,2	2,5	38,4	61,6
Autres types d'élevage	33 665	13 340	20 325	6,9	13,2	39,6	60,4
Cultures de céréales et d'oléagineux	90 545	51 575	38 970	26,9	25,3	57,0	43,0
Cultures de légumes et de melons	7 315	4 745	2 575	2,5	1,7	64,9	35,2
Cultures de fruits et de noix	11 050	5 610	5 445	2,9	3,5	50,8	49,3
Cultures en serre et en pépinière et floriculture	12 800	7 225	5 575	3,8	3,6	56,4	43,6
Autres cultures agricoles	40 605	18 825	21 785	9,8	14,1	46,4	53,7
Fermes de recensement ayant déclaré un revenu agricole total brut							
Moins de 10 000 $	72 960	26 580	46 380	13,8	30,1	36,4	63,6
10 000 à 49 999 $	101 685	45 145	56 535	23,5	36,7	44,4	55,6
50 000 à 99 999 $	47 660	27 010	20 655	14,1	13,4	56,7	43,3
100 000 à 249 999 $	68 205	48 080	20 125	25,0	13,0	70,5	29,5
250 000 $ ou plus	55 685	45 160	10 530	23,5	6,8	81,1	18,9
Fermes de recensement ayant déclaré une valeur du capital agricole totale							
Moins de 100 000 $	15 680	6 270	9 410	3,3	6,1	40,0	60,0
100 000 à 199 999 $	41 715	17 210	24 505	9,0	15,9	41,3	58,7
200 000 à 499 999 $	119 055	54 545	64 510	28,4	41,8	45,8	54,2
500 000 à 999 999 $	87 440	52 945	34 490	27,6	22,4	60,6	39,4
1 000 000 $ ou plus	82 305	61 005	21 305	31,8	13,8	74,1	25,9
Fermes de recensement ayant déclaré une superficie agricole totale							
Moins de 10 acres (moins de 4 hectares)	17 795	7 890	9 905	4,1	6,4	44,3	55,7
10 à 69 acres (4 à 28 hectares)	47 035	19 850	27 190	10,3	17,6	42,2	57,8
70 à 239 acres (28 à 96 hectares)	98 385	48 390	49 990	25,2	32,4	49,2	50,8
240 à 559 acres (96 à 224 hectares)	74 455	43 930	30 530	22,9	19,8	59,0	41,0
560 à 1,599 acres (224 à 640 hectares)	69 720	44 050	25 665	22,9	16,6	63,2	36,8
1 600 acres ou plus (640 hectares ou plus)	38 805	27 870	10 930	14,5	7,1	71,8	28,2

Source : Statistique Canada, n° 95F0355XIF au catalogue, et élaboration de ces données par les auteurs.

Annexe tableau A.2 Variables utilisées dans cette étude

Dimension/ variable	Description et calcul détaillés
Travail hors ferme (variable dépendante)	Variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si l'exploitant a répondu « oui » à la question du questionnaire du Recensement de l'agriculture qui demandait : « En 2000, cet exploitant a-t-il travaillé comme salarié **en dehors** de l'exploitation ou **exploité une entreprise autre** que cette exploitation agricole? (Ne pas inclure le travail à forfait effectué pour les autres) ». Il convient de noter que le travail dans une entreprise non agricole située sur la ferme serait classé comme « travail hors ferme ». Nous suivons le protocole de bon nombre d'autres études en utilisant le terme « travail hors ferme » pour désigner le travail effectué physiquement hors de l'exploitation, plus le travail non agricole qui se déroule sur la ferme. En 1996, environ 15 % des exploitants d'une ferme de recensement ont déclaré qu'ils avaient « exploité une entreprise autre que l'exploitation agricole ». Il n'y avait aucune indication permettant de déterminer si l'entreprise était située dans l'exploitation ou ailleurs (Bollman, 1998, tableau 4). Les « exploitants » étaient définis comme les personnes responsables de décisions de gestion qui se prennent au jour le jour dans la ferme de recensement ou l'exploitation agricole. Jusqu'à trois exploitants peuvent être déclarés pour chaque ferme de recensement (Statistique Canada, 2003b).
Caractéristiques individuelles	
Âge	L'âge de l'exploitant est le nombre d'années (*Âge*) et, dans sa forme quadratique, le carré du nombre d'années de l'exploitant (*Âge*Âge*), ce qui permet la réduction ou l'accroissement des effets d'une année supplémentaire.
Sexe	Le *sexe* de l'exploitant agricole, en tant que variable nominale, prend la valeur de 1 si l'exploitant est du sexe féminin et la valeur de 0 si l'exploitant est de sexe masculin.
Niveau de scolarité	Quatre variables nominales mesurent l'effet du niveau de scolarité : *aucun diplôme d'études secondaires* prend la valeur de 1 si l'exploitant n'a pas terminé ses études secondaires et la valeur de 0 dans le cas contraire (catégorie omise); il en va de même pour *diplôme d'études secondaires avec ou sans certificat postsecondaire non universitaire*; *certificat universitaire sans grade*; et *grade universitaire*.
Caractéristiques familiales	
Enfants	La variable nominale prend la valeur de 1 si la famille compte un ou plusieurs enfants de moins de 15 ans et la valeur de 0 dans le cas contraire.
Mobilité	La variable nominale prend la valeur de 1 si l'exploitant a changé d'adresse (de logement) au cours des cinq années précédentes, et la valeur de 0 si l'exploitant n'a pas changé d'adresse.
Tâches domestiques	Trois variables nominales indépendantes saisissent la mesure dans laquelle l'exploitant est engagé dans des tâches domestiques : *tâches domestiques non rémunérées* prend la valeur de 1 si l'exploitant effectue plus de 15 heures par semaine de tâches domestiques non rémunérées et la valeur de 0 dans le cas contraire; *soins non rémunérés aux enfants* prend la valeur de 1 si l'exploitant prodigue plus de cinq heures par semaine de soins aux enfants et la valeur de 0 dans le cas contraire; *soins non rémunérés aux aînés* prend la valeur de 1 si l'exploitant prodigue plus de cinq heures par semaine de soins aux aînés.
Caractéristiques de l'urbanisation	
Distance à une RMR/AR	Il s'agit de la distance en kilomètres entre le centroïde géographique de la SRU et le centroïde géographique de la région métropolitaine de recensement (RMR) ou de l'agglomération de recensement (AR) la plus proche. La variable est utilisée tant dans sa forme linéaire que dans sa forme quadratique.
Densité de la population	La densité de la population communautaire est la population totale non institutionnelle d'une SRU en 2001, divisée par la superficie agricole totale de la SRU; la densité de la population régionale est la variable décalée à référence spatiale correspondante.

Annexe tableau A.2 Variables utilisées dans cette étude (suite)

Dimension/ variable	Description et calcul détaillés
Caractéristiques de la ferme	
Principal type d'entreprise agricole	Douze variables nominales décrivent le type d'exploitation agricole. Cette classification est produite par le Recensement de l'agriculture (Statistique Canada, 2002b). Chaque ferme de recensement est classée selon le type dominant de sa production. La classification est faite selon l'estimation des recettes potentielles des stocks de cultures et de bétail déclarés dans le questionnaire du recensement et selon le produit ou le groupe de produits qui constitue la majorité des recettes estimées. Les 12 groupes qui en résultent sont les suivants (la valeur nominale prend la valeur de 1 si la ferme appartient à un groupe et 0 dans le cas contraire) : *lait et produits laitiers* (catégorie omise); *bovins (bœuf de boucherie); porcs; volailles et œufs; spécialité de blé; céréales et oléagineux (sauf les fermes spécialisées dans le blé); grandes cultures (sauf les fermes spécialisées dans les céréales et oléagineux); fruits; spécialités diverses; combinaison d'animaux; légumes; autres combinaisons.*
Nombre d'exploitants d'une ferme de recensement	Un ensemble de trois variables nominales indiquent le nombre d'exploitants des fermes de recensement (les variables prennent la valeur de 1 si l'exploitant appartient à un groupe et la valeur de 0 dans le cas contraire); les variables nominales sont : un seul exploitant (catégorie omise), deux exploitants, trois exploitants.
Forme juridique	On distingue trois types d'entreprises agricoles au moyen de trois variables nominales (la variable prend la valeur de 1 si l'exploitant appartient à ce groupe et la valeur de 0 dans le cas contraire) : fermes individuelles (catégorie omise); société de personnes (avec ou sans contrat écrit); société constituée (incluant les compagnies familiales ou non).
Taille de la ferme	Trois indicateurs de la taille de la ferme servent tant dans la forme linéaire que dans la forme quadratique pour permettre la réduction ou l'accroissement des effets de la taille de la ferme : superficie est la superficie agricole totale en milliers d'hectares; capital est le capital d'exploitation agricole total en millions de dollars; ventes est le total des recettes agricoles brutes (excluant les produits de la forêt) en milliers de dollars.
Main-d'œuvre	Dans sa forme linéaire et quadratique, cette variable est le nombre total de semaines de travail salariée tant des travailleurs à temps partiel que des travailleurs saisonniers embauchés sur la ferme de recensement durant l'année de recensement.
Caractéristiques communautaires et régionales	
Variation de l'emploi	La *variation de l'emploi sur le plan communautaire* est calculée au niveau de la SRU en tant que variation en pourcentage du total de la population active expérimentée entre 1991 et 2001. La *variation de l'emploi sur le plan régional* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Spécialisation	La *spécialisation communautaire* de l'économie est mesurée par l'indice de Herfindahl appliqué aux données sur la main-d'œuvre expérimentée; cet indice est la somme des carrés des parts de l'emploi dans ce secteur en 2001 (main-d'œuvre expérimentée). Onze grands groupes d'industries sont utilisés dans le calcul : agriculture, autres secteurs primaires, quatre types d'industries de la fabrication (axées sur les ressources naturelles, à forte intensité de main-d'œuvre, fondées sur des économies d'échelle, à produits différenciés et axées sur les sciences), construction et quatre types d'industries de services (distribution, entreprises, services aux consommateurs et services publics). La *spécialisation régionale* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Taux de chômage	Le *taux de chômage communautaire* de chaque SRU est calculé par rapport au nombre total de personnes sans emploi de 25 à 54 ans, divisé par le nombre de personnes de 25 à 54 ans sans emploi et ayant un emploi; le *taux de chômage régional* est la variable décalée à référence spatiale correspondante.
Parts de l'emploi	Nous utilisons huit types d'industries, quatre pour le secteur de la fabrication et quatre pour le secteur des services. Les industries sont classées conformément au SCIAN 2001. Nous utilisons une classification des industries fondée sur celle de Statistique Canada et de nos propres recherches antérieures (des précisions sont disponibles sur demande auprès des auteurs). Le secteur de la fabrication est divisé en industries axées sur les ressources naturelles, industries à forte intensité de main-d'oeuvre, industries fondées sur des économies d'échelle et industries à produits différenciés et axées sur les sciences; les industries des services se divisent en services de distribution, services aux entreprises, services aux consommateurs et services publics. Chaque indicateur est utilisé au niveau *communautaire* et *régional* (variable décalée à référence spatiale).

Bulletin d'analyse – Régions rurales et petites villes du Canada (Cat. n° 21-006-X)

Nos dernières parutions

Vol. 7, n° 8 : Les aînés des régions rurales du Canada,
Kimberley Dandy et Ray D. Bollman

Vol. 7, n° 7 : Structure et évolution de la démographie rurale du Canada : Mise à jour jusqu'en 2006
Ray D. Bollman et Heather A. Clemenson

Vol. 7, n° 6 : Le navettage en milieu rural : son importance pour les marchés du travail ruraux et urbains
Spencer Harris, Alessandro Alasia et Ray D. Bollman

Vol. 7, n° 5 : Utilisation domestique de l'eau : dans quelle mesure la ruralité détermine–t-elle la quantité utilisée et la perception de la qualité
David Hardie et Alessandro Alasia

Liste complète des bulletins par principaux sujets (veuillez remarquer que certains bulletins apparaissent dans plus d'une catégorie)

Aperçu rural	Volume 1, n° 6; volume 3, n° 3; volume 4, n° 7; volume 5, n° 2; volume 6, n° 7
Démographie et migration	Volume 1, n° 1; volume 2, n° 2; volume 2, n° 3; volume 3, n° 6; volume 4, n° 2; volume 5, n° 4; volume 6, n° 3
Études et compétences	Volume 4, n° 5; volume 5, n° 6; volume 6, n° 2; volume 7, n° 1
Agriculture	Volume 3, n° 2; volume 4, n° 8; volume 6, n° 1
Population active et emploi	Volume 1, n° 2; volume 2, n° 1; volume 2, n° 6; volume 2, n° 7; volume 2, n° 8; volume 3, n° 1; volume 3, n° 4; volume 3, n° 8; volume 4, n° 1; volume 4, n° 3; volume 4, n° 7; volume 5, n° 5; volume 6, n° 8
Affaires	Volume 1, n° 3
Tourisme	Volume 5, n° 8; volume 6, n° 5
Revenus et dépenses	Volume 1, n° 4; volume 2, n° 5; volume 3, n° 7; volume 4, n° 4; volume 5, n° 7; volume 7, n° 4
Habitation	Volume 2, n° 4
Santé	Volume 1, n° 5; volume 4, n° 6; volume 5, n° 3
Internet et utilisation de l'ordinateur	Volume 1, n° 7; volume 3, n° 5; volume 5, n° 1; volume 7, n° 3
Tendances sociales	Volume 6, n° 4; volume 7, n° 1
Environnement	Volume 6, n° 6; volume 7, n° 2
Autochtones et le Nord	Volume 1, n° 8